

د، مصطفى حسين باكي د، محمود عبد الشياح عبال . د. حسني محمد عز الدين

med-ledifo

التحليل العاملي

النظرية – التطبيق

دكتور

محمود عبدالفناح عنان أستاذ علم نفس الرياضـــة بكلية التربية الرياضية

جامعة حلوان

دكتور

دكتور

حسنى محمد عز الدين أستاذ الإحصاء التطبيقى بكلية التربية الرياضية جامعة حلوان

> الطبعة الأولى ٢٠٠٢م

مركز الكتاب للنشر

حقوق الطبع محفوظة للناشر

لأيُسمح بتصوير أو طبع أو اقتباس أى جزء من هذا الكتاب إلا بإذن كتابى من المؤلفين

> الطبعة الأولى ٢٠٠٢م



مصىر الجديدة: ٢١ شـارع الخليفـة المأمـون - القاهـرة تليفــون: ٢٩٠٨٢٠٣ - ٢٩٠٦٢٥٠ - فاكــس: ٢٩٠١٢٥٠

مدينة نصر: ٧١ شارع ابن النفيس- المنطقة السادسة - ت: ٢٧٢٣٩٨

http://www.top25books.net/bookcp.asp E-mail:bookcp@menanet.net



مگر وتقریر شکر وتقریر

الحمد لله الذي هدانا لهذا وما كنا نهتدي لولا أن هدانا الله.

﴿ قَالُوا سُبْحَانَكَ لا عِلْمَ لَنَا إِلاَّ مَا عَلَّمْتَنَا إِنَّكَ أَنتَ الْعَلِيمُ الْحَكِيمُ ﴾

[البقرة: ٣٢]

يتقدم المؤلفون بالشكر لله سبحانه وتعالى على ما أمدهم به من علم وصبر لإتمام هذا الكتاب.

كما يتقدمون بالشكر والعرفان لكل من ساهم في إتمام هذا العمل العلمي سواء بطريقة مباشرة أو بطريقة غير مباشرة، ولكل من ساهم بالمشورة الصادقة الفعالة حتى تم إنجازه بهذه الصورة فلهم خير جزاء وهم(٥):

د. أمينة شلبي، د. جابر عبدالحميد جابر، . د. رمزية الغريب، د. سعد عبدالرحمن، د. صفوت فـرج، د. عبدالعزيز القوصى، د. عماد سلطان،
 د. فتحى الزيات، د. فؤاد أبو حطب، د. فؤاد البهى.

د.مصطفی باهسی د.محمسود عنسان د.حسنی عزالدین

 ^(*) تم كتابة الأسماء طبقا للترتيب الهجائى.

المقحمة

الحمد للَّه والصلاة والسلام على سيدنا محمد، وعلى آله وصحبه وسلم. **وإلال،**

يعتمد التقدم والتطور الآن على البحث العلمى فى شتى مجالات الحياة الذى يركز فى العديد من مجالاته على الطرق الإحصائية حتى يمكن التحليل والتفسير والوصول إلى نتائج واضحة ومحددة.

وهناك العديد من الدول فى العالم قد أعدت برامج فعالة لمحاربة الأمية التى تؤثر بالسالب على الكثير من مناحى الحياة، ولقد استطاعت هذه الدول أن تنفذ تلك البرامج بنجاح فى حين أن دول أخرى تعتبر الأمية هى عدم المعرفة بكيفية استخدام الحاسب الآلى.

وقد تمكن الحاسب الآلى من اقتحام جميع المجالات بدون استثناء، ومن هذه المجالات استخدام الإحصاء في البحوث والدراسات والتحليلات المختلفة سواء السهل منها أو المعقد.

وقد حاولنا في هذا الكتاب تقديم جهد متواضع للباحثين والدارسين في مجال العلوم التربوية والنفسية والإجتماعية والطبية والرياضية يمكنهم بأذن الله سبحانه وتعالى من استخدام الحاسب الآلى في التحليل العاملي كأسلوب الحصائي مقد، هذا الأسلوب الإحصائي الذي يصعب إجراؤه يدويا باستخدام الآلات الحاسبة البدائية. بل ويعتبر من المستحيل استخدام التحليل العاملي بدون الاستعانة بالحاسب الآلي وعن طريق برامج خاصة به.

ومن خلال هذا الكتاب استعرضنا ما يلي:

مفهوم التحليل العاملى، وبعض النظريات التى تفسره، وأنواع العوامل المختلفة، وطرقه، والعينة المستخدمة فيه، وبعض الاختبارات التى تفسره، ومصفوفة الارتباط، والثبات، ومصفوفة البواقى، وتدوير المحاور، والدرجة العاملية.

كما حاولنا قدر الإمكان إظهار الأفكار الإحصائية الأساسية للتحليل العاملى دون الخوض في ذكر البراهين الرياضية المعقدة، وذلك لأن الهدف هو الاستفادة من هذا الأسلوب في مجال البحوث العلمية وكيفية استخلاص النتائج وتفسيرها، وذلك مراعاة للتباين في مستوى المستفيدين من استخدام التحليل العاملي في بحوثهم.

ثم أوردنا كذلك بعض الأمثلة التطبيقية من البداية حتى النهاية مع إعطاء أمثلة من الجداول التي توضع في التقرير النهائي للبحث.

كما أن هذا الكتاب يحتوى على قاموس خاص بالمصطلحات الإحصائية والذى يساعد الباحثين فى ترجمة مخرجات البرامج الإحصائية المستخدمة فى التحليل.

وفى الختام نشكر جميع الخبراء والأساتذة والزملاء الذين لم يبخلوا بالنصيحة لنا حتى خرج هذا الكتاب بهذه الصورة التى نضعها أمام طلاب العلم، والذى نعتبره جهدا متواضعاً نرجو من الله العلى القدير أن يجعله فى عداد العلم المنتفع به . وأن ينفع طلاب العلم والزملاء والقراء. والله من وراء القصد.

د.مصطفیباهی د.محمودعنیان د.حسنیعزالدین

محتويات الكتاب

الصفحة	المسوضيوع
٥	شکر وتقدیر
٧	مقدمة
4	المحتويات
11	التحليل العاملي
11	مدخل
17	مفهوم التحليل العاملي
14	بعض النظريات التي تفسر التحليل العاملي
7.	أنواع العوامل في التحليل العاملي
7.	مفاهيم عاملية
37	طرق التحليل العاملي
**	تدوير العوامل
٣٠	محكات تدوير العوامل
77	العينة المستخدمة في التحليل العاملي
40	اختيار أو بناء الاختبارات
44	المصفوفة الارتباطية
٤٢	الثباتا
££	القيم المقدرة للعوامل
٤٤	تفسير العوامل
٤٦	التحليل العاملي تطبيقياً
(Â)	رالتحليل العاملي من الدرجة الثانية والدرجات العليا
1.4	التحليل العاملي المعكوس
1.1	قضايا عامة في التحليل العاملي

تابعمحتويات الكتاب

الصفحة	المسوضسوع
118	التحليل العاملي مقابل التحليل العنقودي والتحليل المتعدد
110	العوامل التي تميز المتغيرات مقابل العوامل التي تشكل المتغيرات
114	· التحليل العاملي بين الطريقة والمنهج
114	. المفاهيم والمبادئ الرئيسية للتحليل العاملي
174	تحليل وتركيب المصفوفة
177	عدد العوامل والمتغيرات
144	تدوير المحاور
122	تحليل العنصر الرئيسي
	القوانين القائمة على أساس الجــــــــــــــــــــــــــــــــــــ
127	العوامل
18.	مقارنة بين تحليلين عاملين
181	مقارنة التحليلات العاملية في مجموعتين
	مقارنة التحليلات العاملية لمجموعتين من المتغيرات فى جماعة
188	واحلة
188	التحليل العاملي وتحليل المكونات
127	الدرجة العاملية
189	بعض الأسئلة الهامة في التحليل العاملي
104	قاموس المصطلحات الإحصائية
191	المصادر

التحليل العاملي

مدخل:

يمر المجتمع الآن بثورة تكنولوجية في جميع جوانب العلوم التربوية، النفسية، الاجتماعية، الرياضية، الطبية ويجب علينا حيال ذلك أن نساير هذا التقدم السريع في البحث والمعرفة.

وقد تطور التحليل العاملي وتطور استخدامه تطوراً سريعاً منذ أن توصل إليه تشارلس سيبرمان C. Spearman وخاصة بعد أن تعددت المتغيرات وتداخلت فيما بينها، فكان لزاما علينا أن نبحث عن طريقة جديدة يمكن عن طريقها إخضاع هذه المتغيرات لوسيلة تجمعها في مجموعات فتسهل على الباحث الدراسة والبحث وكذلك تفسر التنائج التي توصل إليها تفسيراً منطقياً لنظرية محددة ومعروفة.

كما أصبح التحليل العاملي يحتل مكانة هامة في مجال البحوث التربوية والنفسية والاجتماعية والرياضية، حيث أن هذه العلوم تخضع لكثير من المتغيرات المتداخلة التي يكون بينها مجموعة من الارتباطات السلبية أو الإيجابية في حين أنه في بعض الأحيان لا توجد ارتباطات مطلقاً.

والتحليل العاملي من الأساليب الإحصائية صعبة التنفيذ يدوياً أو بالآلات الحاسبة الصغيرة، ولذا لاقى صعوبة فى استخدامه فى البداية بل كان من المستحيل القيام به. ولكن مع التطور الهائل فى الحاسبات الإلكترونية الآن أدى ذلك إلى زيادة الاهتمام به واستخدامه فى مجالات العلوم المختلفة كما أدت التطورات الحديثة إلى حل التناقضات التى نشأت فى بداية الأمر. عند استخدام هذا النوع من التحليل.

والتحليل العاملي أسلوب إحصائي يساعد الباحث على دراسة المتغيرات المختلفة بقصد إرجاعها إلى أهم العوامل التي أثرت فيها، فالمعروف أن أى ظاهرة من الظواهر تنتج عادة من عدة عوامل كثيرة وتعتبر الظاهرة محصلة لها جميعا.

والتقدير الكمى للسمات الإنسانية والظواهر المادية، وكذلك بناء الاختبارات لقياس القدرات والخصائص التى تمثل تلك السمات والظواهر إنما يتطلب ابتكار الطرق الإحصائية المناسبة لكم البيانات المتمثلة فى الأرقام، ولعل ذلك يتطلب نوع من الإبداع والتفكير الناقد والشك العلمى الحذر.

فالاختبارات والمقاييس إنما تمثل أدوات للقياس ولكنها بمفردها لا تحسم طورا نظريا، وكذا فهى لا تحمل حلولا لتلك المشكلات النفسية والاجتماعية أو الطبية أو الرياضة وإنما يتأتى ذلك بواسطة خبراء فى مجال التحليل الإحصائى والذين يحاولون توفير البيانات الأساسية وتحليلها بطريقة منطقية أو موضوعية قابلة للقياس تمهيدا لصناعة القرار فى مجال معين، وتبدو إسهاماتهم أكثر خطورة لدى المخططين والمتفذين لبرامج البحوث الأساسية والتطبيقية وبما ينبئ فى الإسهام ودعم اتخاذ القرار.

وإذا أمكن القول بأن التطور العلمى من فروع المعرفة إنما يقاس بتطور مناهجه ووسائله وطرق قياسه. . فإن العلم بمعناه العام هو رد الكثرة من الوقائع المتشابهة إلى وحدة المبدأ أو القانون، ولا تقف صياغة القوانين والنظريات عند حد تفسير تنائج التجارب أو التطبيقات ولكنها تذهب إلى حد التنبؤ Prediction.

ولعل فلسفة التحليل العاملي Factor Analysis إنما تتأسس على الإيجاز العلمي الدقيق وذلك من حلال الكشف والتحديد الدقيق للعوامل المشتركة والتي تؤثر في ظاهرة ما وذلك عن طريق تحليلها وتلخيصها بطريقة رياضية منطقية.

وتشير المعاجم إلى أصل كلمة عامل على النحو التالى:

يحلل إلى عوامل «فعل » يحلل إلى عوامل «فعل »

يحلل إلى عوامل افعل ا

Factorial	عامل «كصفة واسم»
General Factor	العامل العام
Specific al Factor	العامل الخاص
Group Factor	العامل الطائفى
Two Factoe Theary	نظرية العاملين
Multiple Factor Analysis	نظرية العوامل المتعددة
Second Sorder Factor	عامل الدرجة الثانية

ويشير فؤاد البهى (١٩٧٨) إلى مفهوم العامل بأنه يلخص الارتباطات القائمة بين الظواهر المختلفة، وتفسر القدرة هذا العامل فى ميدان النشاط العقلى المعرفى، كما تفسر السمة ذلك العامل فى النواحى المزاجية للشخصية، فالعامل بهذا المعنى هو الصور الإحصائية الرياضية للقدرات وغيرها من النواحى التطبيقية الأخرى. أما القدرات فهى إحدى التفسيرات النفسية للعوامل.

ويمكن القول بان التحليل العاملي نشأ في كنف علم النفس حيث كانت المبدايات الأولى على يد الرواد الأوائل لعلم النفس من أمثال ثورنديك Thorndike البدايات الأولى على يد الرواد الأوائل لعلم النفس من أمثال ثورنديك Pearson وجيلفورد Gullford وطومسون Tomson وجيلفورد Galton وثيرستون وجالستون Galton وهولزنجر K. J. Holzinget وييرت C. Bart وثيرستون الحملية في شتى فروع المعرفة.

ويرجع الفضل فى ذلك إلى سبيرمان C. Spearman والذى طرح الفضل فى ذلك إلى سبيرمان المحدد فى دراساته التى نشرها عام طور أفكاره وأضاف أبعاد جديدة للمفهوم ظهرت فى دراساته اللذكاء والتى تعد البداية الحقيقية العلمية للتحليل العاملي.

وقد بدأت فكرة سيبرمان Spearman بتحديد العامل على أنه السبب المباشر لوجود الارتباط الموجب القائم بين أى ظاهرتين ولتكن «أ، ب» ويشير إلى أن العامل المشترك «41» هو الذى يؤثر إيجابيا فى الظاهرتين وإذا ما تلاشى العامل (41) فقدت الظاهرتين الارتباط سنهما.

فإذا افترضنا أن ر ب أ = Λ , ، ر أ Λ = Λ ، ، ر ب Λ = Λ ، و فإن تثبيت أثر Λ يؤدى إلى معادلة الارتباط الجزئى التالية .

$$H = \frac{(1. - (1. H \times (1. H \times$$

رأب. H = صفر

وذلك لأن بسط هذه المعادلة يساوى صفر، ويذلك يتلاشى الارتباط القائم بين الظاهرة أ، ب عند عزل أثر الظاهرة H أى أن H هو العامل الذى أدى إلى ظهور ذلك الارتباط.

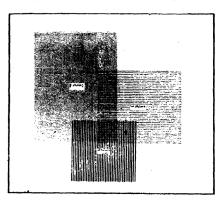
كما تستند فلسفة التحليل العاملي في تحليل الظواهر أو القدرات المركبة عن طريق تحليل الارتباطات بين المتغيرات «أو درجات الاختبارات» بغرض استخلاص أقل عدد ممكن من العوامل التي تعبر عن أكبر قدر من التباين بين المتغيرات.

ويعد التحليل العاملى منهج تحليلى واستقرائى حيث يبدأ فى الملاحظات العلمية أو تطبيق الاختبارات ويصل إلى الاستخلاصات أو الاستتاجات فى شكل مفاهيم رئيسية تربطها فكرة واحدة أو قانون واحد. . فهو بذلك منهج استقرائى . . تحليلى أيضاً؛ حيث يقوم على تحليل الارتباطات بين درجات الاختبارات من أجل

التوصل للعامل المشترك الذى يرتبط بين هذه الاختبارات والذى أوضحه سبيرمان في المثال السابق ونؤكده في هذا المثال لفهم منطق عملية التحليل.

نفترض أن أحد الباحثين قام بتطبيق ثلاثة اختبارات على مجموعة كبيرة من الأفراد (رياضيين مثلا) ومن خلال دراسة معاملات الارتباط نتج لدينا الارتباطات التالية:

ر . أ / ب، ر أ / جـ، ر . ب/جـ، وجاءت جميعها موجبة، ولكن معامل الارتباط بين أ / جـ أقل من المعاملين الآخرين فكيف إذن يمكن تفسير ذلك .



العلاقة بين الاختبارات الثلاثة كما توضحها معاملات الارتباط وفق نظرية التحليل العاملي

وعادة ما نفترض أن هناك تداخل بين القدرات التى تقيسها الاختبارات الثلاثة وأن معاملات الارتباط توضح مدى هذا التداخل . والمساحات المظللة في الشكل(۱) تشير إلى ذلك، فالقدرات التى تمثلها هذه المساحات هى القدرات التى تؤثر على آراء الفرد فى أكثر من اختبار واحد . وهى القدرات التى تشكل مكمن

القضية للقائم بالتحليل العاملى . . ولعل القضية هنا أبسط بكثير من حقيقة الأمر فقد يلجأ أحد الباحثين إلى استخدام عشرات الاختبارات مما يزيد الأمر تعقيدا فى الحساب والتحليل والتفسير فعندما يستخدم الباحث (٣٠) اختباراً فإن الناتج سوف يكون ٤٣٥ معامل ارتباط من خلال المعادلة التالية:

(عدد المتغيرات × عدد المتغيرات - ١)

ويتحليل أى من هذه الاختبارات يجمعها عامل عام، وتأتى الخطوة التالية ونسميها العامل بناءً على تحليله لعملية التفكير أو خلفية الخبرة أو المهارة الخاصة التي تبدو مشتركة بين الاختبارات المتداخلة والتي تحدد هذا العامل.

ومع بداية التحليل العاملي واتساع استخدامه في علم النفس على وجه الخصوص تبادر إلى الأذهان أن التحليل العاملي لا يمكن استخدامه إلا في مجال علم النفس لدرجة أن البعض فهم خطأ على أنه نظرية من نظريات علم النفس، نظرا لاستعانة علماء النفس به وذلك لتحليل النشاط العقلي المعرفي إلى قدراته الأولية، ولكن يعتبر التحليل العاملي نموذجا رياضيا مناسبا لتقسيم الكثير من الارتباط بين المتغيرات المختلفة في شتى العلوم التربوية والنفسية والاجتماعية والرياضية.

وهناك العديد من المراجع العلمية التى تناولت التحليل العاملى، وفي هذا الكتاب سوف نقدم للباحثين والدارسين وطلاب البحث العلمى والمهتمين بعلم الإحصاء بصفة عامة ومجال التحليل العاملى بصفة خاصة الطرق والأساليب التي يمكن عن طريقها الوصول إلى أفضل نتائج التحليل العاملى مع تقديم الأمثلة العملية حتى يمكن الاستفادة من هذا الأسلوب وخاصة بعد أن زاد انتشاره بالتطور الهائل في مجالات الحاسب العلمي.

ولا يفتنا فى هذا المقام إلا أن نقدم الشكر للَّه سبحانه وتعالى أولا ثم الزملاء الذين أثاروا الدافعية لدينا لننجز هذا العمل، واللَّه الموفق.

مفهوم التحليل العاملي :

يعتبر التحليل العاملي من أكثر التصميمات التي يتكرر استخدامها في البحوث التربوية والنفسية والاجتماعية والرياضية ذات المتغيرات المتعددة، وغالبا ما يقوم الباحثون بقياس عدد كبير من المتغيرات في المشروع البحثي الواحد. وفي هذه الحالة يصبح تحليل البيانات وتفسيرها أمراً عسيراً وغير عملي على الإطلاق.

أما التحليل العاملى فيكون مفيدا بالنسبة للباحث لأنه يوفر أساسا تجريبيا لإقلال المتغيرات العديدة إلى عدد ضئيل من العوامل، وعندئذ تصبح العوامل عبارة عن بيانات طيعة يسهل تحليلها وتفسيرها.

ويؤدى التحليل العاملي وظيفة الإقلال من البيانات عن طريق تجميع المتغيرات التي توجد بينها وبين بعضها علاقات ارتباطية مرتفعة أو متوسطة.

ويذكر فؤاد أبو حطب (١٩٨٣) ان التحليل العاملي Fator Analysis له مكانة خاصة في ميدان التنظير السيكولوجي للقدرات العقلية باعتبارها تنتمى إلى الفئة العامة لمفهوم «السمات» فإذا كانت السمة ومنها القدرة تستنج من فئة من أساليب الآداء ارتباطأ عالياً وترتبط بغيرها من أساليب الآداء ارتباطأ منخفضا، فإن ذلك يتطلب ضرورة البحث عن منهج تصنيفي يحدد في جوهره هذه «الفئات» التي تستنج منها السمات أو القدرات، ولذا يعد التحليل العاملي الابتكار الإحصائي التاريخي الذي حقق هذا المطلب.

والتحليل العاملي طريقة إحصائية يستعين بها الباحث على دراسة الظواهر المعقدة المختلفة بقصد إرجاعها إلى أهم العوامل التى أثرت فيها . . فالمعروف أن أي ظاهرة من الظواهر تنتج عادة من جملة عوامل وقوى كثيرة جدا وتعتبر الظاهرة محصلة لها جميعا، وهناك عدة وسائل يمكن بها أن تبوب هذه العوامل وتلك القوى في مجموعات متجانسة لتحصل على عدد محدود من العوامل الرئيسية التي يمكن أن نرجم إليها تلك الظاهرة.

ويشير عبدالعزيز القوصى وآخرون إلى أن التحليل العاملى من الطرق الإحصائية الأكثر موضوعية وأكثر اقتصادا فى الجهد والتى يمكن بها إرجاع بعض الظواهر إلى عدد قليل من العوامل الرئيسية التى تعتبر أهم العوامل كلها فى إحداث هذه الظاهرة.

ويستخلص من ذلك أن التحليل العاملي ليس وقفا على علم النفس أو التربية، ولكنه أسلوب علمي إحصائي من أساليب المداسة التحليلية التي تهدف إلى التقسيم والتبويب والتصنيف لمختلف القوى والمؤثرات الفعالة في ظاهرة معينة.

كما أن الهدف الأساسى من التحليل العاملى هو - إن إمكن تحقيق ذلك - وصف علاقات التغاير بين عدد كبير من المتغيرات بدلالة عدد قليل من المقادير العشوائية غير المشاهدة التى تسمى بالعوامل «Factors» ويعتمد النموذج العاملى أساساً على الفكرة التالية: افترض إمكانية تجميع المتغيرات بناء على معاملات الارتباط بينها، هذا يعنى أن جميع المتغيرات الموجودة في مجموعة معينة مرتبطة مع بعضها ارتباطاً قوياً، ولكن ارتباطها بمتغيرات المجموعات الأخرى ارتباطا ضعيفاً، ومن الممكن أن نتصور هنا أن كل مجموعة من المتغيرات تمثل عاملا واحدا وهو المسئول عن الارتباط المشاهد بينها.

ويمكن التوضيح بالمثال التالى، وهو أن معاملات الارتباط بين درجات كل من الإحصاء، الهندسة، الجبر، الحساب، تعكس تأثير عامل الذكاء، كذلك يمكن أن يظهر تأثير عامل آخر فى مجموعة ثانية مثل المرونة، الرشاقة، السرعة، القوة. وهذه تعكس عامل اللياقة البدنية إذن هذا النوع من البناء هو الذى يبحث عنه أسلوب التحليل العاملي لتأكيده.

لذا يمكن اعتبار التحليل العاملى امتدادا لتحليل المكونات الرئيسية فيمكن النظر إلى كل منهما كمحاولة لتقريب مصفوفة التباينات والتغايرات، ومع ذلك يعتبر التقريب الذى يعتمد على نموذج التحليل العاملى أكثر تعقيداً وأكثر تفصيلاً من التقريب الذى يعتمد على المكونات الرئيسية.

بعض النظريات التي تفسر التحليل العاملي:

- نظرية العاملين لسبيرمان Spearman's Tow Factor Theory وهما عامل عام وعامل خاص.
- نظرية العوامل الثنائية لهولزنجز Holzinger's Bi Factor Theory وهما وجود عامل عام مع عدة عوامل طائفية.
 - نظرية العبنات لطومسون Thomsin's Sampling Theory -
 - نظرية العوامل المتعددة Multople Factor Theory -

١ - نظرية العاملين لسبيرمان ،

تشير إلى أن سبيرمان لاحظ عندما تناول معاملات ارتباط ناتجة عن تطبيق عدد قليل من الأفراد أنه يمكن إعادة حساب معاملات الارتباط باستخدام عامل واحد. وقد وجد أن المعاملات المتبقية قريبة من الصفر مما يمكن إرجاعه إلى الصدفة واستنتج من ذلك أن كل اختبار يتوقف في آدائه على عامل عام يظهر بأوزان مختلفة في كل الاختبارات، وعامل خاص يظهر في كل اختبار فقط، ولا يرتبط بالعامل العامل ولا بالعوامل الخاصة الأخرى.

٢ - نظرية العوامل الثنائية لهولزنجز:

تشير إلى أن تلك الاختبارات التى لا يتحقق فيها محك التناسب والتى سماها بالمشتتات، يمكن الإبقاء عليها فى مصفوفة الارتباطات حيث يكون بين بعض الاختبارات عامل مشترك بالإضافة إلى العامل العام الذى لا يشيع بين كل الاختبارات وبهذا أصبح من غير المناسب الأخذ بفكرة العامل العام الوحيد، بل يجب الأخذ بوجود عوامل طائفية وهى عوامل تشيع بين مجموعات الاختبارات دون الأخرى.

٣ - نظرية العينات :

تشير إلى أن بعض علماء التحليل العاملى يرفض الأخذ بالعوامل العامة كالعامل العام أو بالعوامل الطائفية، على أنها تمثل وحدات نفسية، ومن أشهر هؤلاء العلماء طومسون، وتبعا لنظرية العينات هذه، يمكن اعتبار أن أى اختبار يحتوى على عدد من هذه الوحدات التي افترضها طومسون، بحيث يحتوى بعضها على عدد كبير منها، ويحتوى البعض الآخر على عدد قليل منها، وتتوقف درجة الارتباط بين أى اختبارين على عدد وحدات القدرات التي يشتركون فيها.

٤ - نظرية العوامل المتعددة :

والتى تقوم على أساس ان الارتباطات بين عدد من الاختبارات ترجع إلى وجود عامل أو أكثر، بحيث لا يكون هناك عامل عام تشترك فيه الاختبارات كلها^(ه).

أنواع العوامل في التحليل العاملي:

- العامل العام General وهو العامل الذي يوجد في جميع الاختبارات التي تخضع للتحليل.
- ٢ العامل الطائفي Group وهو العامل الذي يوجد في بعض الاختبارات التي
 تخضع للتحليل وليس في كلها.
 - ٣ العامل الخاص Specific وهو العامل الذي يوجد في اختبار واحد فقط.

مفاهيم عاملية :

۱ - التباين Variance :

يحسن الاعتماد فى التحليل العاملي على الدرجات المعيارية Standard وهي تعنى توحيد أساس الدرجات على المتغيرات المختلفة بحيث

 ⁽۵) تم اختصار هذه النظريات، ولزيد من الإيضاح يمكن مواجعة عماد الدين محمد سلطان - التحليل العاملي ، القاهرة - دار المعارف بمصر - ۱۹۳۷ .

تصبح وحدة الدرجة الخاصة بالفرد على المتغير واحد صحيح أو درجة أى فرد عبارة عن نسبة من هذا الواحد الصحيح. وهناك تباين الخطأ وهو ذلك الجزء الجديد من التباين والذى يعنى القدر من التباين الذى لا يستخلص فى شكل عوامل ويعود تباين الحطأ إلى عدد من الأسباب وهى:

 أ - أخطاء القياس : ويقصد بها استخدام الأدوات منخفضة الثبات أو استخدام مقاييس غير متجانسة البنود، أو تأثير بعض المتغيرات الأخرى فكل هذا يؤثر على نتائج التحليل العاملى.

 - أخطاء التجربة: والتي تتمثل في عدم الضبط الدقيق للمتغيرات بالبحث.

ج- أخطاء الدقة: والتى تتمثل فى عدم إحكام جلسة الاختبار أو طريقة
 تقديم التعليم أو أسلوب تصحيح الاختبارات.

r - الشيوع Communality - ۲

قيمة الشيوع هى مجموع إسهامات المتغير فى العوامل المختلفة التى أمكن استخلاصها فى المصفوفة العاملية - وحيث أن المتغير الواحد يسهم بمقادير مختلفة فى كل عامل، وسواء أكانت إسهاماته جوهرية أو كانت غير ذات دلالة، فإن مجموع مربعات هذه الإسهامات أو التشبعات على عوامل المصفوفة هى قيمة شيوع المتغير أو الاشتراكيات.

٣ - العلاقة بين الثبات والشيوع

The Relation Ship Between Communality and Reliability

إن معامل الثبات يعبر عن الحجم الحقيقى لتباين المتغير أى بعد استبعاد تباين الخطأ وأننا ننظر إلى قيم الشيوع للمتغير فى مصفوفة عاملية باعتبارها معامل ثبات لهذا المتغير حيث تمثل قيم الشيوع فى هذه الحالة هذا التباين الحقيقى الذى استخلص معبرا عن تباينات مختلفة يشترك فيها المتغير مع غيره من المتغيرات طالما بقى تباين الخطأ فى مصفوفة البواقى معبراً بدوره عن الجزء من التباين الكلى الذى لا يشترك فيه الاختبار مع غيره من المتغيرات نتيجة لأخطاء القياس أو أخطاء التجريب.

٤ - الجذرالكامن Eigen Value :

هو مجموع مربعات تشبعات كل المتغيرات على كل عامل على حدة من عوامل المصفوفة، وحيث أن قيم الشيوع للمتغيرات تساوى مجموع مربعات تشبعات المتغيرات على العوامل، وان الجنر الكامن للعوامل هو مجموع مربعات التشبعات على العامل فسيكون مجموع قيم الشيوع للمتغيرات يساوى تماماً مجموع الجذور الكامنة لعوامل المصفوفة، بمعنى آخر أن مجموع مربعات الصفوف «أى قيم الشيوع» = مجموع مربعات الأعمدة «أى الجذور الكامنة».

٥ - حجم التباين العاملي ونسبة التباين العاملي :

حجم التباين العاملى هو مجموع قيم الشيوع أو مجموع الجذور الكامنة، أما نسبة التباين العاملى للمصفوفة عبارة عن:

مجموع الجذور الكامنة للعوامل × ١٠٠ التباين الارتباطى

والتباين الارتباطى يساوى عدد المتغيرات التى تدخل فى التحليل العاملى والجذر الكامن يعكس مقدار التباين العام عن طريق العدد النسبى من العوامل.

٦ - دلالة التشبع على العامل:

تعتمد النتيجة النهائية لتدوير العوامل على البيانات النهائية بعد عملية التدوير سواء المتعامد أو المائل، وتعتمد عملية تفسير العوامل على التشبعات الكبيرة وخاصة التى تزيد قيمتها عن ٧٠ر أو تساويها، فى حين أن جميع برامج الإحصاء تشير إلى أن التشبع الذى يمكن الاعتماد عليه هو ٧, فأكبر. فى حين أن الدلالة الإحصائية للتشبع على العامل وفقاً لمحك جليفورد هى ٣ر, على الأقل، بحيث يعد التشبع الذى يبلغ هذه القيمة أو يزيد عنها دالا وفقاً لهذا المحك التحكمي.

ولكن من الأفضل تحديد مستوى الدلالة للتشبعات في ضوء محبك الخطأ المعيارى من خلال حجم العينة المستخدمة في الدراسة العاملية وفي حدود الخطأ المعيارى المعتدل لمعامل الارتباط الذي يرتضيه الباحث وعدد المتغيرات التي تم تحليل ارتباطها، وترتيب ظهور العامل في المصفوفة العاملية (^{ه)}.

 ^(*) لمزيد من الإيضاح يمكن الرجوع إلى : صفوت فرج - التحليل العاملي في العلوم السلوكية - القاهرة دار الفكر العربي - ١٩٨٠.

طرق التحليل العاملي("

الطريقة المركزية The Centriod Method لثرستون:

- مميزات الطريقة المركزية ،
 - ١ قلة حجم العمل بها.
- ٢ إمكانية المراجعة في كل خطوة من الخطوات الحسابية.
 - ٣ تتميز بسهولة حسابها.
 - ٤ استخلاص عدد قليل من العوامل العامة.
 - عيوب الطريقة الركزية ،
 - ١ استخلاص قدراً محدوداً من التباين الارتباطي.
- ٢ تتحدد قيم الشيوع في المصفوفة الارتباطية وفق تقديرات غير دقيقة.

: The Diagonal Method الطريقة القطرية

- مميزات الطريقة القطرية ،
 - ١ طريقة بسيطة.
- ٢ يمكن استخدامها مع جدول ارتباطات من أي حجم.
 - ٣ يمكن استخدامها إذا كان عدد المتغيرات قليلاً.
 - ٤ الحصول على نتائج سريعة.
 - عيوب الطريقة القطرية ،
- من الصعوبات التي تحد من استخدام هذه الطريقة أنها تتطلب معرفة سابقة ودقيقة بقيم الشيوع.

 ^(*) راجع عماد الدين محمد سلطان – التحليل العاملي.
 راجع صفوت فرج – التحليل العاملي في العلوم السلوكية.

الطريقة المركزية باستخدام متوسط الارتباطات

Averiod Method

- مميزات الطريقة الركزية باستخدام متوسط الارتباطات:
- ١ التسهيلات في إجراء العمليات الحسابية لاستخلاص العوامل.
 - ٢ تبدو مفيدة إذا كان عدد المتغيرات كبيراً.
- ٣ تكون مفيدة إذا كان حجم العمل اللازم لحساب العوامل يتطلب جهدا.
 - عيوب الطريقة المركزية باستخدام متوسط الارتباطات:
 - ١ لا يتوافر فيها عامل الدقة.
 - ٢ قيم الشيوع في هذه الطريقة أقل منها في الطريقة المركزية.

طريقة الاحتمال الأقصى The Maximum Likelihood Method لولى Lawely

- مميزات طريقة الاحتمال الأقصى:

- ١ استخلاص أكبر قدر ممكن من البينات التي تتضمنها مادة البحث.
 - ٢ تؤدى إلى تقديرات دقيقة لتشبع العوامل بدرجة كبيرة.
- ٣ تقدم وسيلة تقوم على اختبار كا التقرير مدى دلالة العوامل التى نستخلصها.

- عبوب طريقة الاحتمال الأقصى:

- ١ تستخلص عدد كبير من العوامل التي قد يصعب تفسيرها.
 - ٢ تحتاج لعدد كبير من أفراد العينة.

طريقة الكونات الأساسية The Principal Components Meythod

- مميزات طريقة المكونات الأساسية:
 - ١ أكثر طرق التحليل العاملي دقة.

- ٢ كل عامل في هذه الطريقة يستخلص أقصى تباين ممكن.
- ٣ تتلخص الصفوفة الارتباطية في أقل عدد من العوامل المتعامدة.
- لديها القدرة على الوصول إلى حل يتفق مع محك أدنى مربعات للمصفوفة الارتباطية.
 - ٥ تؤدى إلى تشبعات دقيقة.

- عيوب الكونات الأساسية:

إحجام بعض الباحثين عن استخدامها لما يتطلب من إجراءات طويلة
 وعمليات حسابية متعددة ومعقدة.

طريقة العوامل المتعددة The Principal Axis Method

- مميزات طريقة العوامل المتعددة :

- ١ استخلاص عدد من العوامل في وقت واحد بدلاً من استخلاص عامل في كل مرة.
- ٢ تستخدم هذه الطريقة مع المتغيرات التي نعرف عنها القدر الكافى حتى عكن تحديدها فى مجموعات مستقلة لنحصل على تشبعات عاملية تقترب من تشبعات العوامل المدارة.
 - عيوب طريقة العوامل المتعددة:
 - ١ تستغرق وقتاً طويلاً.
 - ٢ يجب تحديد مجموعات الاختبارات من البداية.

تدوير العوامل Rotation Of Axes

إن التحليل العاملي يهدف إلى استخلاص مجموعة من العوامل، باستخدام أي طريقة من طرق التحليل العاملي المختلفة، وهذه العوامل عبارة عن محاور متعامدة تمثل تشبعات المتغيرات إحداثياتها، وهي تتحدد بطريقة عشوائية، ويختلف هذا التحديد للمحاور من طريقة عاملية الأخرى. لذا من المنطقي أن نقبل هذه العوامل قبل التدوير.

وهنا يتبادر لنا سؤال هام هو «ما الفرق بين العوامل قبل التدوير وبعد التدوير»؟

للإجابة عن هذا السؤال سوف نوجز الفرق بين استخلاص العوامل قبل التدوير وبعد التدوير .

١ - استخلاص العوامل قبل التدوير:

- -- تحدد العوامل بطريقة عشوائية .
- التحديد العشوائي يختلف من طريقة إلى أخرى «المكونات الأساسية الطريقة القطرية . . إلى غير ذلك».
 - لا يمكن الاطمئنان لقبول العوامل الناتجة من هذا التحليل.
- تُعد التشبعات قبل التدوير مقبولة فقط من وجهة النظر الرياضية البحتة،
 ولا تكون مقبولة سيكولوجيا.
 - يشوبها الكثير من الغموض بهذه الطريقة الأولية في التحليل.
 - هناك صعوبة في تفسير العوامل المستخلصة قبل التدوير.

٢ - استخلاص العوامل بعد التدوير:

- يؤدى تدوير المحاور إلى توسيع أو تضييق المفاهيم.

- يؤدى تدوير المحاور إلى الابتعاد عن العشوائية في تحديد العوامل.
- يساعد على توحيد الصياغة بقدر المستطاع بين النتائج التي نخرج بها من
 هذه الأساليب.
- يساهم فى إعادة توزيع التباين بين العوامل الناتجة مع المحافظة على
 الخصائص التصنيفية التي ينتهى إليها التحليل.
 - تساعد عملية التدوير في تفسير العوامل تفسيراً منطقيا.
 - تدوير محاور العوامل لكي تتفق مع نتائج الدراسات النفسية.
- تدوير المجاور لتتفق مع العوامل المتعامدة التي كشفت عنها التحاليل العاملية
 السابقة.
 - تدوير المحاور لوضعها في مركز تجمع المتغيرات.
- تدوير المحاور للحصول على نمط التشبعات التي تتفق مع التوقعات النفسية العامة.
 - تدوير المحاور للحصول على نمط من التشبعات المتشابهة نسبياً.

التدوير المتعامد مقابل التدوير المائل:

١ - التدوير المتعامد يتميز بما يلى:

- الاستقلال: وهو عدم ارتباط المحاور فيما بينها.
- البساطة: يسهل تناول العوامل المتعامدة بالعمليات الحسابية والرسم البياني.
- السهولة: العمليات الحسابية للمحاور المتعامدة أسهل منها للمحاور الماثلة.

٢ - التدوير المائل يتميز بما يلي،

- الترابط: يصلح هذا النوع من التدوير الذى يقوم على الترابط وليس التعامد. ملحوظة: عموماً لا يوجد فرق بين تفسير العوامل التي نستخلصها باستخدام المحاور المتعامدة والتي نستخلصها باستخدام المحاور المائلة. حيث أننا عندما نقوم بتدوير متعامد المصفوفة عاملية فإننا نصل إلى نتيجة واحدة هي مصفوفة العوامل بعد التدوير، وحيث تكون التشبعات على العوامل هي نفسها - أيضاً - الارتباطات بين المتغيرات والعوامل.

ومن أكثر طرق التدوير استخداما هى تدوير كل محورين معاً، وهناك تدوير المحاور المتعامدة فى ثلاثة أبعاد.

بعض طرق التدوير المتعامد Orthogonal Rotation :

الكوارتيماكس Varimax الفارعاكس Maxplane ماكسيلان

بعض طرق التدوير المائل Oblique Rotation ،

الكوارعين Quartimin
الأوبلمين Oblimin
الكوفارعين Covarimin
بروماكس promax

محكات تدوير العوامل

۱ - محك تيكر Tuker's Phi

وتنص على أنه إذا لم يوجد نقص ذى دلالة فى حجم القيم المتبقية من مصفوفة إلى أخرى، فإن العامل الذى استخلص يكون ذا دلالة.

۲ - قاعد همفری Humphery's Rule

تعتمد هذه القاعدة على أساس حجم العينة، وتشبع متغيرين فقط دون المصفوفة كلها كافين تماماً لتقرير وجود عامل عام.

۳ - محك كومب Coomb's Ceiterion

يطبق هذا المحك فقط على المصفوفات التي تحتوى على قيم موجبة أو صفرية، ويسمح بالقيم السالبة الصغيرة، التي لا تختلف اختلافا واضحا عن الصفر. وبذلك يعتمد هذا الأسلوب على نمط البواقي في المصفوفة أكثر من اعتماده على حجمها أو دلالاتها حيث يفترض أنه في حالة وجود عوامل ذات دلالة مرتفعة لم تستخلص بعد وليس مجرد تباين خطأ المصفوفة فعلينا أن لا نتوقع قيم سالبة أكثر في مصفوفة البواقي بعد العكس مما يتوقع بحكم الصدفة في مصفوفة ناتجة عن ارتباطات إيجابية.

8 - محككايزر Kaiser

يعتمد هذا المحك على حجم التباين الذى يعبر عنه العامل، وعلى ذلك فإن هذا المحك يتطلب مراجعة الجذر الكامن للعوامل الناتجة، وعلى أن تقبل العوامل التى يزيد جذرها الكامن عن الواحد الصحيح، وتعد عوامل عامة. وهو محك قد يكون صالحاً ومناسباً لطريقة المكونات الأساسية لهوتلنج على وجه الخصوص.

۵ - محك كاتل Cattell Creiterion

تؤدى خطوات استخلاص العوامل من المصفوفة الارتباطية إلى إنتاج العوامل الاكثر عمومية أولاً فى كل الأساليب العاملية بلا استثناء، ثم تبدأ العوامل الحاصة أو التباين النوعى فى الظهور.

۱- محك مويزز Mosier's Criterion

يقوم هذا المحك على تفرطح التباين الكلى للعوامل المتتالية.

۷ - محك بيرت وبانكز Burt and Banks

ويمكن عن طريق هذا المحك تحديد العوامل ذات الدلالة المنخفضة عن طريق تحديد الخطأ المعيارى للتشبع الصفرى، وبمقارنة عدد تشبعات العامل أو مضاعفات هذا العدد التي يزيد مقدارها عن الخطأ المعيارى(*).

الحد الأدنى من المتغيرات لاستخلاص عدد معين من العوامل :

هناك معادلة لتحديد الحد الأدنى من المتغيرات لاستخلاص عدد معين من العوامل:

$$\gamma = \frac{Y + 1 + \sqrt{\Lambda_3 + 1}}{Y}$$
 $\gamma = -2$
 $\gamma = -2$

مثال : إذا كان متوقع استخلاص خمسة عوامل يمكن التعويض بالمعادلة : $\frac{1}{\sqrt{1 + 0 \times 1}}$ $\gamma = \frac{1}{\sqrt{1 + 1}}$ $\gamma = \frac{1}{\sqrt{1 + 1}}$ $\gamma = 0$ $\gamma = 0$ $\gamma = 0$

^(*) يمكن لزيادة فهم هذه المحكات مراجعة : عماد الدين محمد سلطان، وصفوت فرج.

ويمكن ملاحظة أننا نستطيع استخدام نفس المعادلة بصورة أخرى لتقرير عدد العوامل المتوقعة من عدد معين من التغيرات بدأنا به بالفعل كالآتي:

عدد العوامل والمتغيرات التى تقابل كل منها

عدد المتغيرات	عدد العوامل
۲	1
٥	۲
٦	7
^	į į
٩	•
١.	1
17	v
١٣	
18	۹ .
10	١.
17	11
١٨	17
19	14
۲.	18
71	10
77.	17
72	۱۷
70	١٨
77	١٩
YY	۲٠

العينة المستخدمة في التحليل العاملي

ان اختيار عينة البحث في التحليل العاملي يعادل في الأهمية اختيار العينة في الدين سلطان (١٩٦٧) أن يحث آخر سواء تجريبي أو غير ذلك. فيذكر عماد الدين سلطان (١٩٦٧) أن هناك ضوابط معينة يجب الأخذ بها حتى يسهل إظهار التركيب العاملي بالوضوح المرغوب فيه، ويحاول الباحث عامة الحصول على عينة متجانسة بالنسبة للمتغيرات التي لا يريد أن يدخلها كعوامل مشتركة، وعليه الحصول على عينة يظهر فيها النوق الفردية في المتغيرات التي يريد أن يظهر فيها التباينات الأساسية التي يهدف لدراستها.

واختيار العينة في البحوث النفسية والتربوية والاجتماعية والرياضية ليس بالشيء البسيط أو السهل نظراً لأن هناك تحفظات كبيرة عند اختيار العينة ، حيث أن النتائج التي يصل إليها الباحث تعمم على المجتمع الذي سحبت منه هذه العينة لذلك يجب تُوخي الدقة والحذر عند اختيار العينة .

والباحث قد يلجأ إلى العينة لأنه لا يستطيع أن يأخذ المجتمع كله لتطبيق البحث عليه.

خطوات اختيار العينة (*):

- ١ تحديد أهداف البحث.
- ٢ تحديد المجتمع الأصلى الذي تختار منه العينة.
 - ٣ إعداد قائمة بالمجتمع الأصلى.
 - ٤ انتقاء عينة ممثلة.
 - ٥ الحصول على عينة مناسبة.

 ⁽ه) لمزيد من التفاصيل يرجع إلى: د. مني أحمد الازهرى - د. مصطفى حسين باهى - أصول البحث العلمي في البحوث التربوية والنفسية والاجتماعية والرياضية-القاهرة -مركز الكتاب للنشر - ٢٠٠٠.

وهناك معادلة إحصائية يمكن عن طريقها تحديد عدد أفراد العينة المطلوبة من مجتمع ما حتى تكون مناسبة وهي:

ولذا يجب على الباحث تحديد المجتمع قبل جمع الاختبارات حتى تكون الاختبارات مناسبة للعينة المستخدمة فى البحث ويجب ملاحظة مستوى صعوبة الاختبارات، وكذلك مشكلة تجانس العينة.

وبالرغم من أهمية اختيار العينة إلا أنه لا توجد أى من الوسائل أو المعادلات الإحصائية التى يمكن عن طريقها تحديد العينة المناسبة للتحليل العاملي.

ويذكر الحماد سلطان أن الخبرة أوضحت أنه عند استخدام معامل ارتباط بيرسون يكون من الأفضل ألا يقل عدد أفراد العينة عن ٢٠٠ فرد، ومع هذا فهناك بيرسون يكون من الأفضل ألا يقل عدد أفراد العينة عن ٢٠٠ فرد افرادها عن نتائج مؤكدة في دراسات هامة حصلنا عليها باستخدام عينة يقل عدد الموامل باستخدام عينة تتكون من ٢٠٠ فرد تقريبا بدرجة لا بأس بها مع تشبعات نفس العوامل ونفس الاختبارات باستخدام عينة من ١٠٠٠ فرد، وعند استخدام معامل الارتباط الرباعي، فإن العينة يحسن ألا تقل عن ٣٠٠ فرد، وللباحث حرية تحديد الحد الأقصى للعينة.

وهناك رأى آخر مؤداة أن تكون العينة ٢٠٠ طبقاً لرأى جيلفورد وسيبرمان يشير إلى أن العينة يجب أن تكون ثلاثة أمثال المتغيرات أما عن طومسون يقول أنه يجب أن تكون العينة أكبر من عدد المتغيرات، أما إحصائيا يجب ألا تقل العينة عن ٣٠ فرداً.

اختيار أوبناء الاختبارات

يجب اختيار أو بناء الاختبارات أو المقاييس أو الاستبيانات المناسبة، ويسبق هذا الاختبار تحديد الاختبارات المطلوبة، وبعد الحصول عليها نتأكد من بعض الشروط التي يجب إنجازها فيما يلى:

١ - اختبارات الذكاء - القدرات العقلية:

تتضمن هذه الاختبارات عوامل مثل العامل اللغوى، العامل العددى، العامل الإدراكي إلى غير ذلك.

٢ - الاختبارات البدنية :

تتضمن الجوانب النفسية أو المتغيرات النفسية التي تخضع لنظريات معروفة ومحددة.

٣ - الاختبارات البدنية:

تتضمن الجوانب البدنية الخاصة باللياقة البدنية مثل: القوة - السرعة -المرونة، إلى غير ذلك.

٤ - الاختبارات المهارية:

تتضمن الجوانب المهارية الخاصة بكل نشاط والتي تتناسب مع طبيعة الشيء المقيس.

٥ - الاستبيان - الاستفتاء - استطلاع الرأى:

تتضمن الأسئلة أو العبارات التى تتناسب مع طبيعة البحث والهدف من الإجراء.

خطوات بناء الاختبارات :

١ - تحديد الأهداف العلمية من الاختبار.

- ٢ تحديد الوظائف الفعلية التي يستخدمها الاختبار.
- ٣ تحليل ميدان القياس وتقسيمه إلى عناصره أو مواضعه، والكشف عن عدد أجزاء كل موضوع والأهمية النسبية لكل جزء.
- إن يحدد بوضوح الإطار النظرى للاختبار من خلال التعريف أو التعريفات الإجرائية.
- محديد طبيعة أفراد العينة «السن المهنة المستوى التعليمي . . . إلى غير
 ذلك».
 - ٦ اختيار المفردات المناسبة لمجال القياس.
 - ٧ تحديد شكل الاختبار من حيث اورقة وقلم إسقاطي . . إلى غير ذلك.
 - ٨ الصياغة المناسبة لعبارات الاختبار.
 - ٩ تحديد ميزان التقدير للاختبار.
 - ١٠- الصياغة المناسبة لتعليمات الاختبار.
 - ١١- إعداد الاختبار في صورته النهائية.
 - ١٢- تجربة الاختبار على عينة تمثل المجتمع الذي بني الاختبار من أجله.

بعض أنواع المقاييس الشائعة الاستخدام:

- ١ المقاييس العقلية المعرفية مثل اختبارات التحصيل، القدرات، الاستعدادات.
- مقاييس الشخصية والنواحى المزاجية مثل : الاستفتاء، المقاييس الإسقاطية،
 المقابلة، المواقف.

أنواع المقاييس بالنسبة للمختبر،

- ١ اختبارات فردية.
- ٢ اختبارات جماعية.

أنواع المقاييس بالنسبة لطريقة الأداء:

- ١ كتابية، مثل «الورقة والقلم» اللفظية، العددية، المكانية.
 - ٢ عملية.

۲ – اختبارات غير موقوتة .
أنواع المفردات (العبارات - الأسئلة) هي المقاييس :
١ - اختبارات إجابة من إجابتين: مثال:
ا حص _ أ
ب – نیم لا
٢ - اختبار إجابة واحدة من إجابات متعددة ، مثال:
س: تتميز الدافعية بأنها :
أ – حرمان الكائن الحي من الحاجات الفسيولوچية تزيد من شدة
الدافع .
ب- مرحلة تحقيق الإشباع كأن يأكل الحيوان الجائع أو يصل الفرد لحل مشكلة.
جـ- توجه السلوك نحو تحقيق الهدف.
٣ التكملة:مثال:
تعرف الدافعية بأنها

أنواع المقاييس بالنسبة للزمن ،

۱ – اختبارات موقوتة.



(١)

١ - التعليم بالاقتران الشرطى ١ - الاستجابة تلقائية

٢ - ينتظر المتعلم حتى ظهور المثير ٢ - المتعلم سلبي

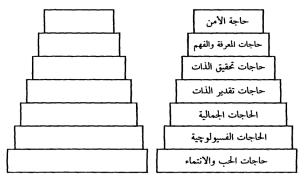
٣ - القط يتوصل إلى مهارة حركية جديدة ٣ - بافلوف

٤ - تنتج من الشخص الذي يصدر عنه استجابات ٤ - الاستجابة جديدة.

٥ - الاستجابة الحرة : مثال:

س : اذكر كيف يمكن الاستفادة من نظريات التعلم في مجال الرياضة؟

٦ - إعادة الترتيب: مثال:



المصفوفة الارتباطية

يؤدى التحليل العاملى وظيفة الإقلال من البيانات عن طريق تجميع المتغيرات التى توجد بينها وبين بعضها علاقات ارتباط مرتفعة أو متوسطة. والخطوة الأولى فى التحليل العاملى هى حساب مصفوفة الارتباط.

تعريف المصفوفة ،

هى ترتيب الأرقام فى جدول بغض النظر عما تمثله هذه الأرقام، ويمكن اعتبار جدول معاملات الارتباط بمثابة مصفوفة.

ويعتبر معامل الارتباط مقياس إحصائى يوضح العلاقة بين متغيرين أو أكثر، ويعتبر نلك شكل ودلالة الارتباط وكيف يرتبط التغير فى المقياس الأول بالتغير فى المقياس الثانى. ويصل هذا الارتباط إلى أقصاه حين يتناسب التغير (التباين) فى المقياس الأول تناسباً تاماً مع التباين فى المقياس الثانى، وفى هذه الحالة يصبح الارتباط مساوياً للواحد الصحيح (+۱). وعندما يصبح التناسب عكسيا تماماً تنعكس الإشارة الجبرية لمعامل الارتباط فيصبح (-۱).

بعض أنواع المصفوفات الشائعة :

Square Matrix	١ – المصفوفة المربعة
Symmetric Matrix	٢ – المصفوفة المتماثلة
Diagonal Matrix	٣ – المصفوفة القطرية
Identity Matrix	٤ – المصفوفة المتطابقة (الوحدة)
Inverse Matrix	٥ – المصفوفة المقلوبة
Null Matrix	٦ – المصفوفة الصفرية
Vector Matrix	٧ – مصفو فة المتحه

وليس المقام هنا لشرح أنواع هذه المصفوفات نظرا لاستخدام الحاسب الألى في استخراج النتائج (*).

ويذكر صفوف فرج بعض خصائص المصفوفة الارتباطية المناسبة للتحليل العاملي وهما:

۱ - يجب أن تكون معاملات الارتباط مستقيمة بين المتغيرات. ودلالة ذلك أن يكون الانحراف المعيارى أصغر من المتوسط، أما إذا كان الانحراف المعيارى يساوى أو يزيد عن المتوسط فيجب اختبار الاستقامة بين المتغيرين عن طريق المعادلة التالة:

$$c^{2} = \frac{1-3^{2}}{3} \frac{m^{2}}{m^{2}}$$
 $e^{2} = \frac{1-3^{2}}{3} \frac{m^{2}}{m^{2}}$

- ٢ أن تتضمن المصفوفة عدداً من المعاملات الصفرية ويعنى ذلك أن المصفوفة تتضمن عدداً من معاملات الارتباط دال إحصائيا وارتباطات غير دالة إحصائياً، وعدداً من المعاملات لا يوجد دلالة بينها.
- ٣ استخدام معامل الارتباط المناسب للتحليل فإذا كانت القيم متصلة يجب استخدام معامل ارتباط بيرسون، أما إذا كانت القيم منفصلة يجب استخدام الارتباط الثنائي أو معاملات التوافق وما إلى ذلك ولا توجد شروط خاصة باستخدام معامل ارتباط معين، ولكن يمكن استخدام أكثر من معامل في الصفوفة طالما أن ذلك في صالح التحليل.
- ٤ يجب الاهتمام بتجانس أفراد العينة من حيث التباين بينهما لا يكون بدرجة تؤثر على التحليل ويمكن تثبيت بعض المتغيرات مثل السن، النوع، مستوى التعليم، المستوى الاجتماعى.. إلى غير ذلك من المتغيرات التي تؤثر على التحليل طبقا لكل بحث.

^(*) لمزيد من المعرفة لأنواع المصفوفات يمكن الرجوع إلى : عماد الدين محمد سلطان ، صفوت فرج.

- ٥ أن تكون الارتباطات التي تتضمنها المصفوفة مستقلة تجريبيا . أى أنه لا يجب أن يكون متغيرا على ارتباط بمتغيرين يفرض أساساً ارتباطهما مقدما.
- تجب أن تكون المقاييس المستخدمة مستقلة أيضاً بمعنى يجب تجنب المقاييس
 التى يمكن أن تقيس سمتين مختلفتين أى يمكن أن يتشبع المقياس على أكثر من
 عامل.
- ٧ من خصائص الصفوفة العاملية أنها تستخلص باستمرار نسبة معينة من تباين المصفوفة الارتباطية تحدده معاملات الخلايا المصفوفة الارتباطية تحدده معاملات الخلايا القطرية. حيث أن التباين هنا عبارة عن أقصى ارتباط بين المتغير ونفسه، وهو ما نصفه عادة في الخلايا التي تحمل رقما واحدا يشير لرقم الصف والعمود الذي تحتله الخلية في مصفوفة فيصبح أقصى تباين للمصفوفة الارتباطية في هذه الحالة عبارة عن مجموع قيم الخلايا القطرية لأنه يمثل مجموع تباينات المتغيرات التي تضمها المصفوفة.

الثبات Reliability

تقوم فكرة الاختبارات النفسية والتربوية والاجتماعية والرياضية على قياس السلوك من خلال استجابات الفرد، وبذلك يمكن استنتاج النمط المميز لهذا السلوك، ولذا تعتمد على الاستدلال الإحصائى وليس على الإحصاء الوصفى.

ويرتبط الثبات بدقة القياس، بصرف النظر عما يقاس، وتتضمن جميع القياسات العملية بعض الخطأ العشوائي، حيث أن أى قياس يتعلق بالظاهرات الطبيعية والاجتماعية والحيوية، حيث يوجد به قدر من أخطاء القياس وسواء كانت هذه الأخطاء قليلة أو كثيرة فإنها تشكك في نتائج القياس. لأنها تحول دون تطابق النتائج عندما يكرر القياس مع تثبيت جميع الظروف والعوامل التي تم فيها القاس.

وتسمى أخطاء القياس بأخطاء الصدفة أو الخطأ العشوائى وعلى الرغم من ذلك تؤدى هذه الأخطاء إلى عدم ثبات النتائج.

ويشير ثبات الاختبار إلى اتساق الدرجات التى يحصل عليها نفس الأقراد فى مرات الإجراء المختلفة، ومعنى هذا أن وضع الفرد بالنسبة لجماعته لا يتغير جوهرياً فى هذه الحالة. كما يعنى ثبات الاختبار الاستقرار بمعنى أن لو كررت عمليات قياس الفرد الواحد لبينت درجته شيئاً من الاستقرار. ومعامل الثبات هو معامل ارتباط بين درجات الافراد فى الاختبار فى مرات الإجراء المختلفة.

وحيث أن كل قياس يتدخل فيه نوع من الخطأ يطلق عليه الخطأ التجريبي فبناء على هذا يعرف معامل الثبات بأنه «نسبة التباين الحقيقي الداخل في تباين الدرجات التجريبية».

ويتراوح معامل الثبات بين صفر- ١، ولكنه عادة لا يصل إلى الواحد الصحيح ولا يصل إلى صفر بل يكون كسراً يقترب أو يبتعد من الواحد الصحيح، ولكن معامل الثبات الذي يبلغ ٨٣, أفضل من الذي يبلغ ٥٩,، أو ٦٤,، أو٧٩,٠. وبصفة عامة سواء فى التحليل العاملى أو أى من المعالجات الإحصائية الأخرى يجب أن تكون الاختبارات ذات ثبات عال.

الطرق الإحصائية لتعيين معامل الثبات الأكثر شيوعاً:

۱ - طريقة إعادة التطبيق Test - Retest

۲ - طریقة التجزئة النصفة

٣ - طريقة الاختبارات المتكافئة Parallel Test

٤ - طريقة تحليل التباين Analysis Of Variance

بعض العوامل التي تؤثر على الثبات الأكثر شيوعاً:

١ - عدد الأسئلة.

٢ - زمن الاختبار.

٣ - التباين.

٤ - التخمين.

٥ - صياغة الأسئلة.

٦ - حالة الفرد.

بعض العادلات المستخدمة في تعيين معامل الثبات :

۱ – معادلة سبيرمان – براون Speraman - Brown

۲ – معادلة بيرسون Pearson

۳- معادلة رولون Rulon

8- معادلة موزير Mosier

0- معادلة فلاتوجان Flanagan

Horst معادلة هورست

۷ - معادلة كودر - ريتشارد وسوف Kuder & Richardson

Gronbach (ALPHA) معادلة الفاكرونباخ - ٨

9- معادلة حتمان Guttman

۱۰ – معادلة جلكسون (*) H. Gullikson

القيم المقدرة للعوامل:

فى التحليل العاملى، يتركز الاهتمام عادة على معالم النموذج العاملى، ومع ذلك يمكن أيضا أن نحتاج للقيم المقدرة للعوامل Factor Score's وتستخدم هذه المقادير غالبا فى أغراض تشخيصية بجانب استخدامها كمدخلات فى تحليلات تالة.

ان القيم المقدرة للعوامل ليست تقديرات لمعالم مجهولة بالمعنى المعتاد لذلك. في الحقيقة أنها تقديرات لقيم المتجات العشوائية للعوامل غير المشاهدة.

تفسير العوامل:

يجب أن يتم تفسير العوامل بعد تدوير المحاور حيث يتم توزيع التباين الكلى للمصفوفة العاملية من جديد في ضوء خصائص البناء البسيط، وهي الخصائص التي تؤدى إلى تميز المتغير الواحد بتشيع مرتفع على عامل واحد، ما لم يكن معبرا عن أشكال من التباين يتوزع بشكل بارز مع العديد من متغيرات المصفوفة.

ومن الأمور الهامة لتفسير العوامل وذلك من خلال ظهور أكثر من تشبع عليه، وليس من خلال تشبع واحد، والتفسير الأمثل للعوامل خلال التشبعات يجب أن يكون هناك على الأقل ثلاثة تشبعات وهذا يتُقق مع رأى جيلفور في هذا الصدد.

 ^(*) لمزيد من الإيضاح راجع : مصطفى حسين باهى - المعاملات العلمية العملية بين النظرية والتطبيق
 «الثبات - الصدق - الموضوعية - المعاييره - مركز الكتاب للنشر - 1999.

كذلك يجب أن نحدد أهمية العامل وتحدد هذه الأهمية بالتباين الذي يعبر عنه العامل. حيث أن نسبة التباين الكافية لقبولها لعامل ما لا تقل نسبته عن ١٠٪ من حجم تباين المصفوفة الارتباطية.

وتفسير العوامل يجب أن يتناول نقطتين أساسيتين هما، الأولى: مناقشة طبيعة وأصل العوامل، والثانية: ارتباط العوامل ببعضها.

ولكى يقوم الباحث بتفسير العوامل التى يستخلصها عليه أن يحدد الاختبارات أو العبارات التى تتشبع بتشبعات ذات دلالة بكل عامل. كما يجب أن يحدد الخصائص التى تشترك فيها مجموعة الاختبارات التى تتشبع بالتشبعات ذات الدلالة.

وتوجد قرارات عديدة يجب اتخاذها في أية دراسة تحليل عاملي. ومن المحتمل جداً أن يكون اختيار عدد العوامل العامة من أكثر هذه القرارات أهمية، وعلى الرغم من وجود اختبار إحصائي للعينات الكبيرة لمعرفة مدى ملاءمة نموذج عاملي به عوامل عامة، إلا أن هذا الاختيار يلائم فقط البيانات التي يكون توزيعها قريب من الاعتدالية . أضف إلى ذلك أن الاختبار يؤدى غالبا إلى رفض ملاءمة النموذج عندما تكون العوامل العامة صغيرة، وذلك إذا كان عدد المتغيرات وعدد المشاهدات كبيراً. ومع ذلك فهذا هو الموقف الذي يكون استخدام التحليل العاملي فيه مفيداً، وغالبا ما يعتمد اختيار العوامل العامة على ما يلي:

١ - نسبة تباين العينة الكلى المفسر.

٢ - المعرفة والخبرة والشخصية.
 ٣ - معقولية النتائج.

كما أن اختيار طريقة الحل ونوع التدوير المستخدم يعتبران قراران أقل أهمية، وفي الحقيقة نجد أن أكثر التحليلات العاملية إرضاءً هي تلك التحليلات التي يتم فيها التدوير بأكثر من طريقة حيث تؤكد جميع التتائج في النهاية نفس البناء العاملي.

التحليل العاملي تطبيقيأ

ونقدم هنا مثالاً تطبيقياً لاستخدام التحليل العاملى والخطوات التى يمكن اتباعها حتى يصل الباحث أو المستخدم لهذا الأسلوب إلى النتائج النهائية مع وضع النتائج فى الجداول التى توضع فى البحث.

ومن خلال البيانات بالجدول (١) وهى بيانات حقيقية أى أنها تم تطبيقها فعلاً على عدد (٢٠) طالباً من إحدى كليات التربية الرياضية لاختبار ما والتى يشمل على عدد عشرة متغيرات نفسية وتتم الاستجابة على هذا الاختبار بميزان مدرج من ١، ٢، ٣، ٤ للعبارات الإيجابية ٤، ٣، ٢، ١ للعبارات السلبية.

خطوات إجراء التحليل العاملي:

١ - إدخال البيانات الحام للاختبار على أحد برامج الإحصاء من خلال الحاسب
 الآلى. الموضحة بالجدول رقم (١).

جدول (۱) البيانات الخام للاختبار المستخدم

1.	1	^	٧	1	٥	٤	٣	r	,	م
٤	٤	٤	۲	٣	۲	٤	۲	٤	۲	,
٣	۲	۲	۲	٣	١	٣	١	٤	۲	۲
٣	۲	٤	۲	۳	١	٣	۲	٣	١,	٣
٤	١	٣	١	۲	١	۲	١	٣	۲	٤
٤	۲	٤	۲	٤	١	٤	۲	٤	٣	٥
٣	٤	٣	۴	٤	٣	٤	۴	٣	١	٦
٤	٣	٤	٣	٤	١	٣	١	۲	١	٧
٣	١,	٤	٣	۴ ٤	۲	٤	١	٣	١	٨
٣	۲	٤	١	۲	١	٣	١	۲	١	٩
۲ ٤	۲	٤	٤	٣	۲	٤	۲	٣	۲	١.
	٣	۲	۲	۲	١	٤	٣	٣	۲	١١
۴	۲	۲	١	٤	٣	۲	١١	٤	٣	۱۲
٣	۲	٣	٣	۲	١	٤	۲	٣	٣	۱۳
۳ ۲ ٤	٤	٣	٤	٣	٣	۱ ۱	١	۲	١	١٤
٤	٤	٤	۲	٣	۲	٤	۲	٤	۲	١٥
٣	٣	۲	١	٣	۲	٤	٣	٤	٤	17
٣ ٢ ٤	۲	٤	۲	٣	١	۳	۲	٣	١	۱۷
	۴	٤	٣	۲	١	٣	۲	٣	۲	۱۸
٤	٤	٤	۲	٣	۲	٤	۲	٤	۲	19
۴	١	٤	٣	٤	۲	٤	١	٣	١	۲.

وتمثل البيانات في العمود الأول الحالات (Cases) وهي (٢٠) حالة. أما البيانات في الأعمدة من ٢٠: ١ تمثل العبارات، وعددها (١٠) عبارات.

٢ - استخراج البيانات التى تم إدخالها على الحاسب حتى يتم مراجعتها قبل البدء
 فى عمليات التحليل، وهى كما فى الجدول رقم (٢).

جدول (۲) البيانات بعد أن تم إدخالها في الحاسب

STATISTICA: PROCESS ANALYSIS

M.B

data file: FACTOR.STA [20 cases with 10 variables]

4			+			+				+
į	, 1				j 5	, 6	7	j 8	9	
·										
j 1	. 2	-		•				•	- '	
1 2	2	4	1	1 3	1 1	3	1 2	2	1 2	31
j 3										
4										
1 5										
1 6										
1 7										
18										
19	1 21	2	: 1	3	1	2	1	4	2	31
110	2	3	1 2	! 4	1 2	3	4	4	2	31
[11]	2	3	3	4	1	1 2	2	1 2	J 3	41
112	3	4	1	2	3	4	1	1 2	2	31
113	3	3	1 2	4	1	1 2	3	3	2	31
114										
115										
116										
117										
18										
119	2			1 4	2	3	2	4	4	4 !
120	1	3	1 1	4	2	4	3	4	1 1	31
+	4				+					+

٣ - إيجاد الوصف الإحصائي للبيانات الحام وأهمها المتوسط Mean - الوسط
 Median - الانحراف المعياري Std. Dev - الالتواء Skewness كما هو موضح بالجدول رقم (٣) الحاص بالمخرجات من الحاسب الآلي.

جدول (٣) الوصف الإحصائي لمتغيرات الاختبار

STAT. BASIC STATS	1		Descriptive Statistics (factor.stm)											
Veriábl	 } e	Valid N	Mean	Median	 Hinimum	Maximum	Std.Dev.	Skewness						
VAR	1 1	20	1.850000	2.000000	1.000000	4.000000	.875094	83905						
VAR	2 1	20	3.200000	3.000000	2.000000	4.000000	. 695852	29156						
VAR	3 1	. 20	1.750000	2.000000	1.000000	3.000000 1	.716350	-41760						
VAR	4 1	20	3.350000	4.000000	1.000000	4.000000	.875094	-1.3207						
VAR	5 1	20	1.650000	2.000000	1.000000	3.000000	.745160	. 69750						
VAR	6 1	20	3.050000	3.000000	2.000000	4.000000	.759155	08621						
VAR	7 į	20	2.300000	2.000000	1.000000	4.000000	.923381	.21392						
VAR	Вĺ	20	3.400000	4.000000	2.000000	4.000000	.820783	91376						
VAR	9 1	20	2.550000	2.500000	1.000000	4.000000 1	1.050063	.15683						
VARI	D 1	20	3.350000	3.000000	2.000000	4-000000	.587143	21235						

ثم يتم وضع البيانات في جدول مع قراءة الجدول كما هو موضح في الجدول رقم(٤).

جعول (٤) الوصف الإحصائي لمتغيرات الاختبار ن = ٢٠

الالتواء	الانحراف المعياري	أكبر قيمة	أقل قيمة	الوسيط	المتوسط	^
, ۸ ٤	, ۸۸	٤,٠٠	١,٠٠	۲,۰۰	1,40	1
, ۲۹ –	,۷۰	٤,٠٠	۲,۰۰	۳,۰۰	۳,۲۰	۲
, ٤٢	,۷۲	۴,۰۰	١,٠٠	۲,	1,٧0	٣
1,44 -	,۸۸	٤,٠٠	٠١,٠٠	٤,	٣,٣٥	٤
,٧٠	,۷٥	۴,۰۰	١,٠٠	۲,	1,70	٥
٫۸۰ –	,٧٦	٤,٠٠	۲,۰۰	٣,	٣,٠٥	٦
۲۱,	, 97	٤,٠٠	١,٠٠	۲,	۲,۳۰	١v
, 91-	, ۸۲	٤,٠٠	۲,۰۰	٤,٠٠	٣,٤٠	٨
,17	١,٠٥	٤,٠٠	١,٠٠	۲,٥.	۲,00	٩
-۲۱,	, 09	٤,٠٠	۲,۰۰	۴,	۳,۳٥	١.

يتضح من الجدول رقم (٤) ما يلي:

تتراوح قيمة الالتواء ما بين - ١,٣٢ بالسالب، + ٨٤, بالموجب، وهذه القيم تنحصر ما بين -٣، + ٣ بما يدل على توزيع البيانات توزيعا اعتدااليا.

٤ - إيجاد الثبات وقد تم في هذا النموذج بالطرق التالية:

أ - التجزئة النصفية باستخدام معادلة ألفا - كرونباخ.

ب- تحليل التباين.

والجداول التالية توضح ذلك.

جدول (۵)

معامل الثبات بطريقة التجزئة النصفية

RELIABILITY RESULTS

Number of items in scale: 10

Number of valid cases: 20

Number of cases with missing data:

Summary statistics for scale:

Mean: 26.450000000 Sum: 529.00000000 Standard Deviation: 3.368605053 Variance: 11.347500000

Average Inter-Item Correlation: .098510325

أ - الثبات بطريقة التجزئة النصفية :

والجدول رقم (٦) يوضح ذلك:

جدول (1)

القيمة	المعامل	٠
77,20	المتوسط الحسابى	
079,	مجموع القيم	
٣,٣٧	الانحراف المعياري	
11,80	التباين	
- 57,	الالتواء	
- ۳۳ ,	التفلطح	
۲٠,	الحد الأدنى	
۳۱,۰۰	الحد الأعلى	
, ٤٩	ألفا كرونباخ	
٠, ٥ ٠	مستوى ألفا كرونباخ	
, . 99	التغير الداخلي للارتباط	

قيمة (ر) الجدولية عند درجة حرية ١٨ ومستوى ٥٠, = ٤٤٤, .

يتضح من الجدول (٦) ما يلي:

أن قيمة ألفا - كرونباخ بلغت ٤٩, وهى دالة إحصائيا مما يدل على أن المقياس على درجة مقبولة من الثبات.

جدول (۷) ملخص لتغيرات القياس

+		+-				-						-+
į	STAT. RELIABL. ANALYSIS	i	cronbach al	pha			.4500 Std.Do Standardized .098510					1
1	variable	1	Mean if deleted	!	Var. if deleted	+ 1	StDv. if deleted	+ 1	Itm-Totl Correl.	-	Alpha if deleted	1
i	VAR1	1	24.60000	1	10.34000	i	3.215587	Ť	.051045	i	.518436	1
i	VAR2	1	23.25000	i	9.48750	i	3.080178	i	.335076	i	.432213	i
i	VAR3	i	24.70000	i	9.11000	i	3.018278	i	.415204	i	.406902	i
i	VAR4	Ĺ	23.10000	i	8.49000	i	2.913760	i	- 428528	i	. 386263	i
i	VAR5	i	24.80000	i	9.76000	i	3.124100	i	.233582	i	.459337	i
i	VAR6	i	23.40000	i	10.04000	í	3.168596	i	.162078	i	. 480142	i
i	VAR7	i	24.15000	i	10.42750	i	3.229164	i	.018925	ï	.532426	i
i	VARS	i	23.05000	i	11.04750	i	3.323778	i	063933	i	.548371	i
i	VAR9	i	23.90000	i	8.09000	i	2.844293	i	. 379587	i	.394237	i
i	VAR10	ł	23.10000	í	10.29000	i	3.207803	i	-198829	i	.471757	i
+		+-		-+-		+		+		-+		-+

جدول (A) المتوسط الحسابى والتباين والانحراف المعيارى ومعامل الارتباط ومعامل الثبات لعبارات المقياس

معامل ألفا	الارتباط الداخلی	الانحراف المعيارى	التباين	التوسط	المتغير
, 07	, - 0	٣,٢٢	1.,7%	72,7.	١
, ٤٣	,۳٤	٣,٠٨	9, 89	17,70	۲
, ٤١	, £ Y	٣,٠٢	9,11	78,7.	٣
۲۹,	, ٤٣	۲,۹۱	۸,٤٩	17,1.	٤
, ٤٦	, ۲۳	۳,۱۲	٩,٧٦	78,4.	٥
, ٤٨	,۱٦	۳,۱۷	1.,.8	۲۳,٤٠	٦
, ٥٣	٠, ٢	٣,٢٣	۱۰,٤٣	78,10	٧
,00	, • 7 -	٣,٣٢	۱۱,۰٥	17,.0	٨
,۳۹	۴۸,	۲,۸٤	۸,٠٩	77,9.	٩
, ٤٧	,۲۰	4,41	1.,49	17,1.	١.

ويتضح من الجدول (٨) ما يلي:

المتوسط الحسابى والتباين والانحراف المعيارى ومعامل الارتباط بين متغيرات الدراسة، وكذلك معامل الثبات بطريقة التجزئة النصفية باستخدام معامل آلفا.

ب- تحليل التباين،

جعول (٩) معامل الثبات بطريقة خَليل التباين

STAT. RELIABL. ANALYSIS	i I	Analysis of			
 Effect	Sums of Squares		Mean Square	F	P
Between Subjects Within Subjects Between Items Residual Total	22.6950 195.1000 91.7450 103.3550 217.7950	180 9 1 171 1 199	1.19447 1.08389 10.19389 .60442	16.86570	.000000

جدول (١٠) خَليل التباين لتعيين معامل الثبات للمقياس المستخدم

ف	متوسط المربعات	مجموع المربعات	درجة الحرية	مصدر التباين
17,49	1,19 1, · A 1· ,19 ,7·	77,V. 190,1. 91,V0 1.T,T7	19 1A- 9 1V1	بين أفراد العينة داخل أفراد العينة بين المتغيرات البواقي
		Y1V,A.	199	المجموع

يتضح من الجدول (١٠) ما يلى:

أن قيمة (ف) دالة إحصائيا عند مستوى ٠٥, مما يدل على أن المقياس على درجة مقبولة من الثبات بطريقة تحليل التباين.

ويجاد المصفوفة الارتباطية وهنا تم وضع المصفوفة المربعة كما هو موضح في الجدول (٥) الناتج من الحاسب الآلى بطريقة بيرسون.

جدول (۱۱) مصفوفة معاملات الارتباط بين الاختبارات

STAT. BASIC STATS	1	Correlations (factor.sta) Marked correlations are significant at p < .05000 N=20 (Casewise deletion of missing data)										
Variable	1	VAR1	VAR2	VAR3	VAR4	VAR5	l VAR6	VAR7	VAR8	VAR9	VAR10	
VAR1	ī	1.00	.66*	1 .36	.21	00	15	40	1 ~.50*	.04	.21	
VAR2	1	. 66*	1.00	.32	.40	.14	.18	43	24	.13	.21	
VAR3	1	. 36	.32	1 1.00	.57*	1 .02	17	04	18	47*	.09	
VAR4	- f	.21	.40	1 .57*	1.00	13	1 .13	.06	1 .23	.07	.16	
VAR5	ŀ	00	:14	.02	13	1.00	.50*	.24	19	.39	19	
VAR6	1	15	.18	17	.13	.50*	1.00	.20	. 14	04	16	
VAR7	ř	40	43	104	-06	.24	.20	1.00	.32	.15	11	
VAR8	i	~.50*	~.24	18	.23	19	1 .14	.32	1.00	02	.13	
VAR9	i	.04	.13	47*	.07	.39	04	.15	02	1.00	.35	
VAR10	i	.21	.21	.09	16	- 10	1 - 16	11	1 12	.35	3 00	

ثم يتم وضع المصفوفة فى الجدول كما هو موضح

جدول (۱۲) مصفوفة معاملات الارتباط بين الاختيارات

1.	١ ،	^	٧	1	۵	í	٣	٢	1	۴
				}	}			١,	*,11	۲
		[١,	,۳۲	۲٦,	٣
	i '	1		i	1		* , ₀v-		,۲۱	٤
		1		i	١,٠٠	, 14-	٠,٢	,۱٤	, · · -	٥
	1			١,٠٠	٠,٥٠	۱۳,	, ۱۷-	,۱۸	,10-	٦
			١,٠٠	,۲۰	,۲٤	٦٠,	, - 1-	, ۲۳–	, ٤٠-	٧
		١,٠٠	۲۳,	,۱٤	,19-	,۲۳	, ۱۸-	۲٤-	* ,o.~	٨
	١,٠٠	۰۲-	۰۱٥,	-٤٠,	,۳۹	, ∙ ٧–	* , £V	۱۳,	,٠٤	4
١,	۳۰,	, ۱۳	,11-	, ١٦-	,19-	17	, ۹	,۲۱	71	١٠

قيمة ارا الجدولية عند درجة حرية ١٨ ومستوى ٥٠ . . يتضح من الجدول (١٢) ما يلي:

اً - عدد معاملات الارتباط = $\frac{1 \times 9}{7} = \frac{9 \times 1}{7}$ معامل ارتباط.

ب- عدد معاملات الارتباط الموجبة = (٢٥) معامل ارتباط.

جـ- عدد معاملات الارتباط السالبة = (١٩) معامل ارتباط.

د - عدد معاملات الارتباط الدالة إحصائياً (٤) معامل ارتباط.

هـ- عدد (٢) معامل لا يوجد ارتباط بينهما (١) سالب، (١) موجب.
 ٢ - إخضاع البيانات لاستخراج الجذر الكامن كما هو موضح فيما يلي:

جمول (۱۳) الجذر الكامن لتغيرات الاختبار

Number of variables:10
Method: Principal components
log(10) determinant of correlation matrix: -1.8328
Number of factors extracted: 5
Eigenvalues: 2.68663 1.86389 1.63750 1.28504 1.01876

STAT. FACTOR ANALYSIS		igenvalues ction: Princ		
 Value	 Eigenval	% total Variance		Cumul.
1 1 2 1 3 1 4 1 5	1.863888 1.637505 1.285036	26.86630 18.63888 16.37505 12.85036 10.18761	4.550518 6.188023 7.473059	26.86630 45.50518 61.88023 74.73059 84.91821

ثم يتم بعد ذلك تفريغ البيانات بالجدول (٧) وهذه هى ترجمة الجزء الأول قبل جدول الجذر الكامن

Number of Variables: 10

عدد المتغيرات = ١٠

Method: Prinicpal Components

الطريقة: المكونات الرئيسية.

Log (10) Determinant of Correlation Matix: 1,04-

لوغاريتم (١٠) مصفوفة الارتباط المحددة بـ ١٠ × ١٠

Number of Factors Extracted: 4

عدد العوامل المستخلصة (٥).

Eigenvalues: 2.686630 - 1.863888 - 1.637505

1.285036 - 1.018761

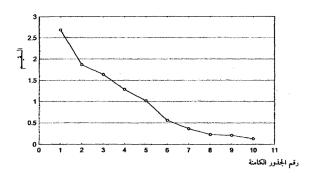
جدول (١٤) الجذر الكامن للمتغيرات بطريقة الكونات الأساسية

مجموع النسبة المئوية	مجموع الجذر الكامن	مجموع التباين	الجذر الكامن	العامل
Y1,AY	۲,٦٩	Y1,A9	۲,٦٩	١
٤٥,٥١	٤,٥٥	۱۸٫٦٤	١,٨٦	۲
۸۸,۱۲	7,19	17,7%	١,٦٤	۲
٧٤,٧٣	٧,٤٧	17,40	1,79	٤
A£,9Y	۸, ٤٩	1.,19	١,٠٢	

يتضح من جدول (١٤) ما يلي:

 التباين العاملي وهو مجموع الجذر الكامن للعوامل المستخلصة وهي = ٨,٤٩ أي أنه ٨,٤٩.

ويعنى ذلك أن عدد العوامل الخسمة قد حقق نسبة ٨٤,٩ ناتج التحليل.



الجذور الكامنة المتتالية في رسم بياني بسيط

٧ - استخراج قيم الشيوع بطريقة المكونات الأساسية قبل التدوير، وكذا معامل الارتباط المتعدد.

جمول (١٥) قيم الشيوع ومعامل الارتباط المتعدد

20 cases were processed (selected) 20 valid cases were accepted Correlation matrix was computed for 10 variables

Number of variables:10 Method: Principal components logil0: determinant of correlation matrix: -1.8328 Number of factors extracted: 5 Eigenvalues: 2.68663 | 1.63790 | 1.28504 | 1.01876

STAT. FACTOR	i				t	unalities ion: Princi	į	pal compone	ots		
ANALYSIS	.!					Rotation: U	_	nrotated			
	1	From 1	i	Front 2		From 3		From 4	From 5	ī	Multiple
Variable	ł	Pactor	í	Pactors		Factors		Factors	Factors	١	R-Square
VARI	- 4-	.677895	•-	.723700	-	.767385 1	-	.770033 1	 .770214	•	. 639206
			!							•	
VAR2		. 638828	•	.645868		. 684704		.806127	. 858938	,	. 659494
VAR3	1	.448170	ı	. 555499		.637750		. €58299	. 906907	,	. 697792
VAR4	- 1	.221818	١	.350715		.581401		.854258 1	.913247	ı	. 644884
VAR5	i	.000231	i	.454052		.849794		.878094)	.984033	i	. 589213
VAR6	i	.022347	!	.361822 (.537122		.808877	.871798	į	. 477356
VAR7	i	.239389	i	.585761		.617883 1		.627919 1	. 677687	ì	.414554
VAS8	i	.196427	i	.276115 1		.656735		.763873]	.823066	i	.490079
VARS	i	.110094	i	.466301 I		.484571		.877719 1	.895006	i	.642130
VARLO	i	.129731	i	.130686		. 370678		.427859 i	.890925	í	.409656

جدول (١٦) قيم الشيوع ومعامل الارتباط المتعدد

مربع الارتباط المتعدد	العامل اقامس (الاشتراكيات)	العامل الرابع	العامل الثالث	العامل الثاني	العامل الأول	^
37,	,٧٧	,٧٧	,٧٧	,٧٢	,٦٨	١,
,11	۲۸,	,۸۱	,٦٨	,٦٥	37,	۲ ا
, 19	,91	77,	,٦٤	۲۵,	, 80	٣
, ٦٤	,91	,۸۵	,۵۸	,۳٥	, ۲۲	1
, 09	,,,,	,,,,	,۸0	, ٤٥	,	۰
, £A	, 49	۸۱,	,01	,۳٦	٠, ۲	٦
, ٤١	,74	717,	77,	,۵۹	,78	٧
, ٤٩	, 44	,٧٦	,17	,۲۸	,۲۰	٨
, ٦٤	١,٩٠	,٧٨	, ٤٨	,٤٧	۱۱,	٩
, ٤١	,,49	, 27	۲۷,	, ۱۳	۱۲ ,	١.

يتضح من الجدول رقم (١٦) ما يلي:

- ١ القيم المتضمنة أسفل العامل الأول تمثل قيم الشيوع للعامل الأول.
- ٢ القيم المتضمنة أسفل العامل الثانى تمثل قيم الشيوع للعامل الأول +
 العامل والثاني .
- ٣ القيم المتضمنة أسفل العامل الثالث تمثل قيم الشيوع للعامل الأول +
 العامل الثانى + العامل الثالث.
- ٤ القيم المتضمنة أسفل العامل الرابع تمثل قيم الشيوع للعامل الأول + العامل الثالث+ العامل الرابع.
- القيم المتضمنة أسفل العامل الخامس تمثل قيم الشيوع للعامل الأول + العامل الثانى + العامل الثالث+ العامل الرابع + العامل الخامس.
- آخر عمود يمثل مربع معامل الارتباط المتعدد بين العوامل الخمسة المستخلصة من نتيجة التحليل العاملي.

جدول (۱۷) القيم المقدرة للعوامل

STAT. FACTOR ANALYSIS			cores (fact ion: Unrote Principal	ated	
•	Factor	Factor 1	Factor 3	Factor	Factor
Case	<u>, , , , , , , , , , , , , , , , , , , </u>	1 2	3	· •) J
1	~.87495	85290	64018	.17485	-1.09643
2	25963	-1.10012	1.00873	31767	.01481
3	.57427	42385	~.47261	34716	45537
4 1	.18948	-2.23335	.06274	.52841	-1.15197
. 5 6	90953	.03872	51585	-1.51031	-1.08854
6	15630	2.19330	. 49890	.48516	1.16596
7. 1	1-27372	.35318	77094	.21847	-1.25141
8	1.10183	48490	-24914	-1.70633	02121
9	1.07962	-1.48781	61934	.33675	.18351
10	.41060	.83400	~.38344	51289	1.08549
11	-1.14687	53274	91332	1.23494	1.04164
12	54912	~.41138	2.97621	~.16634	-1.03723
13	40404	71835	~.51239	.02595	1.55006
14	1.69232	90754	1.36513	2.57573	13212
15	87495	85290	64018	.17485	-1.09643
16	-2.17849	- 20368	1.03177	00631	1.16192
17	.80260	45208	.03692	66409	1.59301
18		29188	-1.37023	1.00749	25878
19	87495	85290	~.64018	.17485	~1.09643
20	1.10183	.48490	.24914	-1.70633	02121

جدول (۱۸) القيم المقدرة للعوامل

العامل الخامس	العامل الرابع	العامل الثالث	العامل الثاني	العامل الأول	۴
1,1	, ۱۷	, ٦٤-	, ۸٥	, ۸۷-	,
٠١,	,۳۲-	1,.1	1,1	۲٦-,	۲
, ٤٦	۳۵-	, ٤٧-	, ٤٢-	۰,۰۷	٣
1,10-	۰, ۵۳	٦٠,	۲,۲۳-	,19	٤
١,٠٩-	1,01-	,04-	,٠٤	,41-	٥
1,17	, ٤٩	۰,٥٠	7,19	-۱۱,	٦
1,70-	,۲۲	,٧٧-	,۳٥	١,٢٧	٧
, . ۲-	۱,۷۱-	۲۵,	, ٤٨	١,١٠	٨
, ۱۸	,۳٤	-۲۲,	1,89-	١,٠٨	٩
١,٠٩	,01-	-۳۸,	۸۴,	,٤١	١.
1, . £	1,14	,91-	,04-	1,10-	١١
١,٠٤-	, ۱۷-	۲,۹۸	, ٤١-	,00-	11
١,٥٥	٫۰۳	,01-	-۷۲,	, ٤٠-	17
, 18-	۲,۵۸	1,47	,۹۱	1,79	١٤
1,1	,17	, ٦٤-	۸۰,	,۸۷-	۱٥
1,17	, • 1-	١,٠٣	۰۰۲,	۲,۱۸-	17
١,٥٩	, 17-	, ∙ €	, 20	٫۸۰	۱۷
-۲۲,	١,٠١	1,47-	-۲۹,	,	۱۸
1,1	,۱۷	, ٦٤-	,۸٥	, ۸۷-	۱۹
, . ۲-	1,٧1-	,۲0	, ٤٨	1,1.	۲.

يتضح من الجدول رقم (١٨) ما يلي:

ان قيم تقديرات العوامل المقدرة حقيقة لتقديرات المتجهات العشوائية للعوامل غير المشاهدة.

جدول (١٩) معامل القيم المقدرة للعوامل

STAT. FACTOR ANALYSIS	Fac l	Rota	Coefficients tion: Unrota : Principal	ated	ta)
Variable	Factor	Factor 2	Factor	Factor 4	Factor 5
VAR1 VAR2 VAR3 VAR4 VAR5 VAR6 VAR7 VAR8 VAR9	306460 297498 249180 175303 005659 .055267 .182114 .165803 123502 134065	114825 .045016 .175768 .192620 .361428 .312734 .315756 .149540 .320207 .016578	.127640 .120346 175141 293311 .384170 .255687 109451 376759 082545	040041 271166 .111554 406492 .130913 405671 .077959 254715 .487936 .186086	013211 225574 .489423 .238403 075646 246220 .218980 238817 129056

STATISTICA: FACTOR ANALYSIS

جدول (٢٠) معامل القيم المقدرة للعوامل

العامل الخامس	العامل الرابع	العامل الثالث	العامل الثانى	العامل الأول	الاختبارات	٩
, - 1-	, . {	, ۱۳	,11-	-۳۱,		١
, ۲۴ –	, ۲۷–	,۱۲	, . 0	-۳۰,		۲
, ٤٩	,۱۱	, ۱۸–	,۱۸	, ۲۵–		٣
,۲٤	, ٤١-	, ۲۹–	, 19	, ۱۸–	تكتب منا	٤
, · A-	, ۱۴	,۳۸	۲۳,	, . ۱–	اسماء	٥
, ۲0-	, ٤١-	۲۲,	,۳۱	,∙٦	الاختبارات أو	٦
, ۲۲	,٠٨	,11-	,۳۲	,۱۸	المتغيرات	٧
, 4 ٤-	, ۲٥-	-۴۸,	,۱٥	,۱۷		٨
, ۱۳–	, ٤٩	,۸۰-	,44	, ۱۲–		٩
-۷۲,	,19	۰۰۳,	, .٣	, 14-		١.

٨ - استخراج مصفوفة إعادة الناتج

جدول (٢١) مصفوفة إعادة الناثج (البواقى)

STAT. FACTOR ANALYSIS	1		Reproduced Correlations (factor.stm) Extraction: Principal components																	
Variable	1	VARL	1	VAR2	1	VAR3	1	VAR4	į	VAR5	Ī	VAR6	l	VAR7	1	VAR8	Ī	VAR9	1	VAR10
VAR1	i	.77	i	.70	1	.41	i	.23	ï	01	ĭ	-,13	1	57	1	54	ĭ	.09	;	.18
VAR2	i	.70	İ	.86	i	- 34	i	. 44	i	.15	i	.25	i	46	i	28	i	.10	i	.27
VAR3	- 1	.41	ı	.34	i	.91	i	. 62	ì	.04	i	23	i	-04	i	~.20	í	- 48	i	.09
VAR4	ı	.23	١	. 44	1	- 62	ì	. 91	ı	16	1	.15	1	.07	i	- 30	1	. 08	ı	.13
VAR5	1	01	i	. 15	į	.04	ŧ	16	i	.88	Ĺ	.59	ì	.28	i	24	i	- 44	i	19
VAR6	١	13	١	.25	ŧ	23	ŀ	.15	ř	- 59	ŧ	.87	Ĺ	.23	i	-20	ŀ	05	i	19
VAR7	ŧ	57	١	46	i	.04	i	.07	Ĺ	.28	ì	.23	i	. 68	ì	.41	i	.25	i	20
VARS	- 1	54	i	29	i	20	i	.30	ì	24	1	.20	į	.41	ì	-82	ì	~.07	i	. 24
VAR9	i	.09	1	-10	Ĺ	. 48	i	- 08	i	.44	i	05	Ė	. 25	i	07	i	.90	ì	. 44
VARÍC	1	. 18	1	-27	i	.09	1	-13	1	19	ı	- 19	i	20	í	.24	í	. 44	ŕ	.89

جدول (٢١) مصفوفة إعادة الناقج لطريقة الكونات الأساسية

,.	٩	٨	٧	٦	٥	ź	r	f	,	م
, ۱۸	٠,٩	,0{-	, 0٧-	, ۱۳–	, • ۱-	, 77	,٤١	,۷	,٧٧	,
, ۲۷	,۱۰	, ۲۸–	, 27-	,۲۵	,10	, 11	,۳٤	,, ۸۲,	,v.	۲
۰, ۹–	, ٤٨	۰۰۰,	٠.٤	, ۲۳-	, ۰ ٤	77,	,۹۱	,۳٤	,٤١	۴
,۱۳	٠, ٨	,۳۰	,٠٧	۹۱,	,17-	,۹۱	77,	, ٤٤	,۲۳	٤
, 19~	, £ £	-۲٤,	,۲۸	,٥٩	,۸۸	-۲۱,	,٠٤	۰۱۰,	۰۱۰,	٥
, 19-	۰۵-	,۲۰	,۲۳	,49	,٥٩	,۱٥	-۲۲,	٥٢,	, 14-	٦
۰۰۲,	۰۲۰,	,٤١	, ۲۸	۲۲,	۲۸,	۰,۷	,٠٤	, ٤٦-	,•٧-	٧
,۲٤	۰,۷۰	,۸۲	,٤١	,۲۰	-٤٢,	,۳۰	۰۰۰,	-۲۸,	,08-	٨
, 11	,٩٠	,·V~	,۲٥	, . 0	, ٤٤	۰,۸	,٤٨	,۱۰	٠,٩	٩
,۸۹	, ٤٤	۲٤,	۰۰۲,	,19~	,19-	, ۱۳	۰,۹	,۲۷	, ۱۸	1.

يتضح من الجدول رقم (٢٢) ما يلي:

الارتباطات بين المتغيرات بعد استخلاص الارتباطات السابقة، وهذه هى مصفوفة البواقى.

٩ - استخراج مصفوفة ارتباط البواقى.

جدول (۲۳) مصفوفة ارتباط البواقي

STAT. FACTOR ANALYSIS	!	+	EXI (M	traction	n: Prin esidual	cipal c s are >	omponen .10000	ts 0)		
Variable	VAR1	í f	VAR3	VAR4	VAR5	I VARS	ן ו עאפר	170.00	I	
VARI VAR2 VAR3 VAR4 VAR5 VAR6	105 105 102	05 .14 02 04 01	05 02 05 01	02 04 05 09	.00 01 01 03	02 07 .06 02	.184 .04 08	.04	05 .03 01 01	06 06 .01
VAR7 VAR8 VAR9 VAR10	i .04	.04 .04 .03 1	.02 ~.91	06 01 .03	.05 04 .00	07 .02 .04	.32 09 10*	.18 .05 11	.05 10	11* 09 .11

جمول (۲۶) مصفوفة ارتباط البواقى

1.	٩	٨	٧	1	۵	i	r	7	1	۴
			•					0-		
۰۳ ۱۰۲۰,	,·o- ,·٣	,·{	*,18	, · Y-	,··	, · Y- , · £-	,·o-	, 18	, ۲۳ , . o-	,
٠,٠١	, - 1-	,٠٢	, · A-	,٠٦	, - ۱-	, · o-	٠,٠٩	, . ۲-	, . 0-	٣
٫۰۳	, • ١-	, . 1-	, - ۱-	, . ۲-	۰,۰۳	۰, ۹	, - 0	, . ٤-	, . ۲~	٤
,	٠. ٤-	ه٠,	, . ٤-	۰, ۹-	۱۲,	۰,۰۳	۰۱-	, • 1-	,	•
, · ٤	۰,۰۲	۰۷-	۰۳-	۱۳,	, . 9-	۰۲-	٠,٠٦	۰,۰۷-	, · Y-	7
, · 9 *, ۱۱-	*, ۱ · - , · ۵	۰۹- ۱۸,	۰ ۳۲, ۱۹۰	, · ۳- , · ۷-	, - {-	, · ۱- , · ٦-	, · ۸- , · ۲	,·{	*, \A , · {	V
, . 9-	,۱۰	,	*,1	, · Y	, · Ł–	, . 1-	, . 1-	,.٣	, . 0-	4
,11	, . 4–	*,11-	٫٠٩	, . ٤	,	۰,۰۳	٠٠,	٫٠٦-	٫۰۳	١.
	L				L	<u></u>	<u> </u>			<u> </u>

يتضح من الجدول رقم (٢٤) ما يلى:

الارتباطات بين المتغيرات بعد استخلاص الارتباطات السابقة، وهذه هي مصفوفة البواقي.

١٠ - استخراج العوامل قبل التدوير وهي عوامل أولية.

جدول (٢٥) التشبعات قبل التدوير

data file: FACTOR.STA [20 cases with 10 variables]

20 cases were processed (selected) 20 valid cases were accepted

Correlation matrix was computed for 10 variables

Number of variables:10

Method: Principal components log(10) determinant of correlation matrix: -1.8328

Number of factors extracted: 5

Eigenvalues: 2.68663 1.86389 1.63750 1.28504 1.01876

STAT. FACTOR ANALYSIS	Factor Loadings (Unrotated) (factor.sta) Extraction: Principal components (Marked loadings are > .700000)										
Variable	Factor	Factor 2	Factor 3	Factor 4	Factor						
I VARI I VAR2 I VAR3 I VAR4 I VAR5 I VAR6 I VAR7 I VAR8 I VAR9	823344* 799267* 669455 470976 015204 148483 .489274 .445451	.083904 .327612 .359022 .673662 .582902 .588533 .278726	.209011 1.197067 286794 480298 629080 .418689 179227 616944	051454 348458 .143351 522357 .168228 521302 .100180 327318 .627015	013459 229806 .498605 .242876 .077065 250840 .223089 .243298 131477						
VAR10	2.686630 2.686630 2.68663	1.863888 1.863889	1.637505 .163750	1.285036 .128504	1.018761 .101876						

جدول (٢٦) التشبعات قبل التدوير

الاشتراكيات (1)	العامل الخامس (۵)	7 1.5		العامل الثاني (1)	العامل الأول (1)	المتغير
,٧٦	, • 1-	, . 0-	,۲۱	-۲۱,	, ۸۲–	١
,٨٦	, ۲۳–	-۳۵,	,۲۰	۰,۰۸	۰,۸۰	۲
,91	۰۵,	,۱٤	-۲۹,	,۳۳	-۷۲ ,	٣
, 91	,۲٤	, 04-	, ٤٨–	۲۳,	, ٤٧-	٤
, , 4	۰۸−	,۱۷	, ۱۳	, ۱۷	, ۱۱–	۰
, 47	-۲۰,	,04-	, 27	,۵۸	۱۰,	٦
, ۱۷	, ۲۲	,۱۰	, ۱۸-	,٥٨	, ٤٩	V
, ۸۳	-۲٤,	-۳۳,	-۲۲,	۲۸,	, ٤٥	۸
,٩٠	, ۱۳–	۳۳,	, ۱٤-	,٦٠	-۳۳,	٩
, , , ,	,٦٨-	,78	, ٤٩–	٫۰۳	.۴٦~	١.
۸, ٤٩	١,٠٢	1,79	1,78	١,٦٨	۲,٦٩	الجذر الكامن
, ۸0	,۱۰	, ۱۳	,17	,19	, ۲۷	النسبة

يتضح من الجدول (٢٦) مايلي:

أ - التشبعات قبل التدوير واستخلاص العوامل، وهي تمثل الأعمدة١، ٢،
 ٣٠ ٤، ٥.

ب- الاشتراكيات، وهي مجموع مربعات العامل الأول + الثاني + الثالث + الرابع + الخامس.

جـ- الجذر الكامن وهي مجموع مربعات المتغيرات لكل عامل على حدة.

د- نسبة التباين الارتباطى المستخلصة من العوامل.

۱۱ – استخراج العوامل بعد التدوير المتعامد. جدول (۲۷) التشبعات بعد التدوير بطريقة الفارماكس

STAT. FACTOR ANALYSIS	Factor Loadings (Varimax raw) (factor.sta) Extraction: Principal components (Marked loadings are > .700000)								
Variable	Factor	Factor	Factor 3	Factor 4	Factor 5				
VAR1	.838219*	077182	.227286	.077188	.063480				
VAR2	.745016*	.316762	.383315	.000797	.237951				
VAR3	.230891	240720	.715766*	.518113	122014				
VAR4	.028257	.088882	.942296*	054964	.116642				
VAR5	.069012	.698944	177212	. 555534	1225225				
VAR6	077839	.922002*1	.074306	090586	043863				
VAR7	~.711314*	.203521	.113972	.294463	174932				
VAR9	703370*	.132470	-258311	266403	.416045				
VAR9	023153	.035955 1	-093955	.893893*	.292069				
VAR10	.107706	142347	.043956	.205143	.902799				
Expl.Var	2.335423			1.593052	1.245839				
Prp.Totl	.233542	.159128	.172623	.159305	.124584				

جدول (٢٨) التشبعات بعد التدوير بطريقة الفارماكس

الاشتراكيات	العامل الخامس			العامل الثاني	العامل الأول	المتغير
,٧٧	, - \	, . ^	, ۲۴	, · A-	*, ٨٤	(\
, 47	, 71	,	,۳۸	,۳۲	* ,V0	۲ ا
,41	,14-	۲۵,	* ,vv	-۲٤,	,۲۴	۳
, 41	,17	, - 0-	*,98	٠,٠٩	۰,۰۲	٤
, 44	, 77"-	٦٥,	, ۱۷-	*,v.	۰,۰۷	٥
, ۸۷	, . ٤-	, 9-	,.γ	*,97	,·A-	١ ٦
, ٦٧	,1٧-	. 79	,11	,۲۰	*,٧١~	٧ ا
, (7	, £7	,77-	, 77	,17	*,٧	٨
,۸۱	, ۲۹	*, 49	٠, ٩	٠, ٤	, . ۲-	١٩
۸۹, ۸۹,	•,4.	17,	, • ٤	,18-	۱۱,	١٠
۸, ٤٩	1,70	1,09	1,74	1,09	7,78	الجذر الكامن
,40	,17	۲۱,	,1٧	,17	, ۲۲	النسبة

يتضح من الجدول (٢٨) ما يلي:

التشبعات على العوامل الخمسة والاشتراكيات والجذور الكامنة ونسبة التباين الارتباطى التى بلغت ٨٥٪ بمعنى استخلاص٨٥٪ من قيمة التشبعات للمقياس.

۱۲- استخراج الاشتراكيات سواء قبل التدوير أو بعد التدوير ويتم ذلك عن طريق ضرب كل قيمة فى نفسها للعامل الأول ثم العامل الثانى ثم الثالث ثم الرابع، وجمع حصائل الضرب لكل القيم. كما يلى:

جدول (۲۸) الاشتراكيات قبل التدوير وبعد التدوير

الاشتراكيات بعد التدوير	الاشتراكيات	المتغير
,٧٧	,٧٦	١
,47	٠,٨٦	۲
,91	,41	٣
,41	٠,٩١	٤
, 49	, ۸۹	٥
,47	, 47	٦
۷۲,	,٦٧	٧
,۸۲	,۸۳	٨
, 49	٫٩.	٩
, , , 9	,,49	١.
۸, ٤٩	٨, ٤٩	المجموع
,۸٥	,۸٥	

يتضح من الجدول (٢٩) ما يلى:

ان الاشتراكيات قبل التدوير = الاشتراكيات بعد التدوير حتى وإذا كانت هناك فروق راجعة للتقريب.

جدول (۳۰) التشبعات قبل التدوير وبعد التدوير والاشتراكات قبل التدوير وبعد التدوير

التشبعات بعد التدوير						التشبعات قبل التدوير						
الاشتراكيات	العامل الخامس	العامل الرابع	العامل الثالث	العامل الثاني	العامل الأول	الاشتراكيات	العامل الخامس	-	_	-	العامل الأول	٠
,٧٧	٠,٠٦	٫۰۸	, 77	, . ^-	٠,٨٤	,٧٦	,-1-	, - 0~	,۲۱	۲۱-	-۸۲,	`
,44	,۲٤	,	,۳۸	,77	•,٧٥	,٨٦	۰۲۳٫	~۳٥,	,۲.	3-A	۰۸۰,	۲
,۹۱	-۱۲,	۲٥,	*,٧٢	-۲٤,	,17	۹۱,	۰۵,	,۱٤	-۲۹,	,17	-۷۲,	٣
,41	,17	,	٠, ٩٤	٦.٩	۰,۰۳	٠,٩١٠	,48	,01-	, ٤٨-	,۳۲	, £V-	٤
,,4	-۲۲,	۲٥,	-۱۷,	•,v.	٧٠,	,۸۹	,	٧٧,	,w	۷۲,	-۱۱,	۰
,44	, . {-	, . ٩-	۰,۰۷	•, ۹۲	, - ^-	,47	-۲۰,	,07-	,٤٢	۰۰۸	۰۱۰,	٦
٧٢,	,۱۷-	,۲۹	,11	,۲۰	۰,۷۱	٧٢,	,17	,۱۰	14-	۰,۸	, 11	٧
, 47	,٤٢	, YV-	,۲۲	,۱۳	۰,۷	, ۸۳	-۲٤,	-۲۲,	-۲۲,	,۲۸	, 20	٨
,44	,۲۹	*,,4	۰.۹	۰,۰۴	۰۲-	,۹.	, 17-	717,	,12-	٦٠,	-۲۲,	١,
۸۹,	•,4.	,۲۱	۱۰,	,18-	۱۱,	,۸۹	-۱۸,	,71	, ٤٩-	۰۰۳	۲۲۰,	١.
۸, ٤٩	١,٧٥	1,09	١,٧٢	1,09	۲,۳٤	A, £9	١,٠٢	1,14	١,٦٤	١,٦٨	۲,۳٤	
,۸٥	٧١,	۲۱,	۷۲,	۳.	,17	۸۰,	,۱۰	,۱۳	۳۰,	,۱۹	۰۳۳,	

يتضح من الجدول (٣٠) ما يلي:

تكتب نفس القراءة للجدول كما سبق وهذا الجدول صورة من إحدى صور كتابة التشبعات والاشتراكيات ويكتفى بجدول واحد من الجداول (٢٦، ٢٧، ٢٨، ٣٠. ٣١)

جدول (٣١) التشبعات قبل التدوير وبعد التدوير والاشتركيات

التشبعات بعد التدوير							التشبعات قبل التدوير					
الاشتراكيات	-	-	-	-	- 1	العامل الخامس	-	-	-	-	•	
,٧٧	,٠١	, . ^	, ۲۲	,	*,41	, - 1-	, - 0-	,۲۱	-۲۱,	, 44-	1	
,44	,۲٤	,	۲۸,	,۳۲	* ,∨₀	, 44-	-۳۵,	,۲۰	, - A	۰.۸۰	۲	
۹۱,	, ۱۲–	۶۵۲,	*,٧٢	,72-	,17	۰۵,	,18	.۲۹,	,٣٢	-۷۲,	٣	
۹۱,	, 17	, - 0-	*,98	۶٠٩	۰,۰۳	۲٤,	-۲۰,	, £A-	,۳۱	, ٤٧	ŧ	
,۸۹	-۲۲,	,৹٦	, ۱۷-	•,v.	۰,۷	, · A-	,۱۷	, TF	ν۲,	-۱۱,	٠	
,,,	, . {-	, . 4-	ς.γ	*, 97	, • ^-	-۲۰,	,04-	, 27	,٥٨	,۱٥	٦	
,٦٧	, ۱۷-	,۲۹	۱۱,	,۲۰	۰,۷۱	, ۲۲	,۱۰	18-	,٥٨	, ٤٩	٧	
,47	, 27	,44-	,۲۲	,17	•,٧	,48-	-۲۲,	-۲۲,	,۲۸	, 20	٨	
,۸۹	,۲۹	*,,49	۰,٠٩	۶٠٢,	۰, ۲	, 18-	٦٢,	,18-	,١٠	-۳۰,	1	
,44	*,4.	,۲۱	,-1	,18-	۱۱,	, 1.4~	,۲٤	, ٤٩-	,٠٣	۲٦-,	1-	
۸,٤٩	1,40	١,٥٩	١,٧٣	1,09	۲,۳٤	١,٠٢	1,79	1,72	١,٦٨	۲,۳٤	الجللر الكامن	
,۸۵	,17	,17	,۱۷	,17	,11	,۱۰	۱۲,	,17	,19	,17	النسبة	

يتضح من الجدول (٣١) ما يلي:

صورة أخرى من كتابة الجداول للتشبعات قبل التدوير وبعد التدوير والاشتراكيات.

ملحوظة هامة:

عند قبول الاختبار على العوامل نجد ان التشبعات بعد التدوير على العوامل من الأول حتى الحامس يمكن استخلاص ما يلى وذلك من خلال الجداول أرقام (۲۸، ۳۰، ۳۱).

١ - أولاً يجب تحديد القيمة التي يتم قبول الاختبارات عليها بالنسبة لكل عامل.

٢ - يجب أخذ قيمة (٧,) فأكثر لقبول الاختبار ولكن يمكن قبول قيم أخرى،
 (٦,)، (٥,)، (١٤) وأقل قيمة يمكن قبولها هي (٣,).

٣ - يقبل العامل الذي به ثلاثة تشبعات أو أكثر.

٤ - يرفض الاختبار الذي تشبع على أكثر من عامل.

٥ - قبول العامل الذي يكون جذره الكامن واحد صحيح فأكثر.

٦ - في هذا المثال سوف يكتفي المؤلفون بقيمة (٧,) فأكثر.

وبالرجوع إلى جدول (٣١) يتضح ما يلي:

١ - تشبع الاختبارات على العامل الأول كما يلى:

- الاختبار الأول بلغ (٨٤).

- الاختبار الثاني بلغ (٧٥,).

- الاختبار السابع بلغ (٧١).

- الاختبار الثامن بلغ (-٧٠,).

٢ - تشبع الاختبارات على العامل الثاني كما يلي:

- الآختبار الخامس بلغ (٧٠,).

– الاختبار السادس بلغ (٩٢).

٣ - تشبع الاختبارات على العامل الثالث كما يلى:

- الاختبار الثالث بلغ (٧٢).

- الاختبار الرابع بلغ (٩٤,).

٤ - تشبع الاختبارات على العامل الرابع كما يلى:

- الاختبار التاسع بلغ (٨٩).

- ٥ تشبع الاختبار على العامل الخامس كما يلى:
 - الاختبار العاشر بلغ (٩٠,).
- ٦ العامل المقبول فقط هنا العامل الأول حيث تشبع عليه أربعة اختبارات.
- ٧ جميع العوامل الأخرى ترفض حيث أن تشبعات الاختبارات عليها تقل عن ثلاثة اختبارات.

جدول (۳۲) ملخص التشبعات على العوامل

العامل الخامس	العامل الرابع	العامل الثالث	العامل الثاني	العامل الأول	الاختبارات	٨
				, ٨٤		١
				,۷٥		۲
		,۷۲			تكتب منا	۳
		, 9 £			اسماء	٤
			,٧٠		الاختبارات	۰
			,97		أو المتغيرات	٦
				,۷۱		٧
				۰۰۰,		۸
	, , , 4				ļ	٩
,٩٠						١.
1,70	1,09	١,٧٢	1,09	۲,۳٤	الجذر الكامن	
, ۱۲	,17	, ۱۷	,۱٦	, ۲۳	النسبة	

يتضح من الجدول (٣٢) ما يلي:

١ - قبول العامل الأول (١، ٢، ٧، ٨).

٢ - رفض باقى العوامل.

بعد الخطوة السابقة من خلال جدول (٣٢) يجب تفريغ بيانات العامل الأول كما يلي:

جدول (٣٣) التشبعات على العامل الأول

التشبع	الاختبارات	•
, ٨٤		. 1
,٧٥	يوضع هنا اسماء الاختبارات	۲
,۷۱		٣
, v · -		٤

يتضح من الجدول (٣٣) ما يلي:

ان الاختبارات التى تشبعت على العامل الأول تراوحت تشبعاتها ما بين (، ,۷۰ . - ,۷۰) وهذه الاختبارات تشترك فى السمة . . . وبناء على ذلك يسمى هذا العامل بما يلى . . .

ملحوظة : توضع التشبعات بالنسبة للاختبارات مرتبة تنازليا أى الأكبر ثم الأصغر، وهكذا. . .

١٣ - استخراج التشبعات بطريقة التدوير المائل.

جدول (٣٤) التشبعات بعد التدوير بطريقة أخرى

STAT. FACTOR ANALYSIS	Factor Loadings (Varimax normalized) (factor.sta)									
 Variable	Factor	Factor 2	Factor 3	Factor 4	Factor					
VAR1 VAR2 VAR3 VAR4 VAR5 VAR6 VAR7 VAR8 VAR9 VAR10	.838878* .748910* .213647 .035485 .026544 .093878 -731360* -676902 -041206 .142787	.331940 235162 .093867 .697059 .921290*	.226560 .378061 .723247* .939827* -172319 .069566 .118985 .251159 .099771		.028475 .210519 127826 126558 230619 035609 143201 -451407 .288813 .895908*					
Expl.Var	2.336175	1.584718 1.158472	1.723674	1.604975 .160498	1.242279					

يمكن اتباع نفس الخطوات التي تم القيام بها في التدوير المتعامد.

جدول (٣٥) التشبعات بعد التدوير بطريقة الفارمكس

الاشتراكيات	العامل الخامس	العامل الرابع	العامل الثالث	العامل الثاني	العامل الأول	المتغير
,٧٧	٫۰۳	,۱۰	,۲۳	, · V-	*, ٨٤	١
, 47	,۲۱	٫۰۴	۴۸,	,۳۳	* ,Vo	۲
,91	, 18-	, 0 Y	*,vY	, 4 ٤-	,۲۱	۴
۹۱,	, ۱۳	-۲۰,	*, 97"	٫٠٩	, ⋅ ٤	٤
,۸۹	, ۲۴-	7٥,	, ۱۷–	, ٦٩	۰,۰۳	
, 47	٠. ٤-	_٩ , ، ٩ –	,.γ	, 97	٫٠٩–	٦
, ۱۷	,11-	, ۲۷	,17	,19	*,٧٣-	V
, 47	, ٤٥	, ۲۹-	,۲٥	۱۲,	-۸۲,	٨
,۸۹	, ۲۹	* , ۸۹	,۱۰	۰,۰۳	۰. ٤-	٩
, , , 4	*, ۸۹	۲۱,	٠٤,	, ۱٤-	,۱٤	١٠
۸,٤٨	1,78	1,7.	1,77	1,04	۲,۳٤	الجذر الكامن
,Αξ	,17	,17	, ۱۷	,17	, 17	النسبة

يتضح من الجدول (٣٥) ما يلي ؟ ١٤) ر

١ - تشبع الاختبارات على العامل الأول كما يلى:

- الاختبار الأول بلغ ٨٤, .
- الاختبار الثاني بلغ ٧٥, .
- الاختبار السابع بلغ ٧٣, .
- ٢ تشبع الاختبارات على العامل الثاني كما يلي:
 - الاختبار السادس بلغ ٩٢, .
- ٣ تشبع الاختبارات على العامل الثالث كما يلى:
 - الاختبار الرابع بلغ ٩٣ , .
- ٤ تشبع الاختبارات على العامل الرابع كما يلى:
 - الاختبار التاسع بلغ ٨٩, .
- ٥ تشبع الاختبارات على العامل الخامس كما يلى:
 - الاختبار العاشر بلغ ٨٩, .

ومن خلال التشبعات بعد التدوير المتعامد والتدوير المائل يتضح لنا الفرق بينهما.

ومن خلال الجداول (٣٦)، (٣٧)، (٣٨)، (٣٩)، (٤١)، (٤١)، نقدم مجموعة أخرى من أساليب التدوير المتعامد والمائل، ويتم معالجاتها وتفسيرها كما سبق في المثال السابق بطريقة الفاريمكس، وهذه الأساليب هي:

- 1 Biquartimax raw
- 2 Biquartimax Normalized
- 3 Quartimax raw
- 4 Quartimax normalized
- 5 Equimax raw
- 6 Equimax normalized

جدول (٣٦) طريقة بيكوارتيماكس للبيانات الخام

STAT. FACTOR ANALYSIS	Factor		iquartimax Principal dings are	components	or.sta)
 Variable	Factor	Factor 2	Factor 3	Factor 4	Factor
VAR1 VAR2 VAR3 VAR4 VAR5 VAR6 VAR7 VAR8 VAR9	.841271* .749801* .239717 .038375 .066534 079173 710460* 699307 017523 .114388	.316508 239440 .086697 .701975* .921592*	.218507 .377379 .710497* .942896* -179736 .076819 .119791 .268942 .092809 .046705		.056817 .232689 .130003 .111900 .224166 .224166 .2040131 .171756 .420174 .288521 .900623*
Expl.Var	2.346746 .234675	1.593301	1.719700 .171970	1.593005 .159300	1.239069

جحول (٣٧) طريقة بيكوارتيماكس الطبيعية

STAT. FACTOR ANALYSIS	Factor Load	Factor Loadings (Biquartimax normalized) (factor.sta) Extraction: Principal components (Marked loadings are > .700000)									
 Variable	Factor	Factor	Factor 3	Factor 4	Factor						
VAR1	842569*	057960	.215204	.100381	.023302						
VAR2 VAR3 VAR4 VAR5 VAR6 VAR7 VAR8 VAR9 VAR10	753459* 225986 047372 023939 -096860 -729555* -673805 -034149 148385	233411 .091297 .700564* .920561*		.519777	.206483 135819 .121245 229165 031964 141443 453928 .285167 .893792*						
Expl.Var	2.350339 2.35034	1.586315	1.713905 .171391	1.605157 .160516	1.236105						

جدول (۳۸) طريقة كوارتيماكس للبيانات الخام

STAT. FACTOR ANALYSIS	Factor Loadings (Quartimax raw) (factor.sta) Extraction: Principal components (Marked loadings are > .700000)								
Variable	Factor	Factor	Factor	Pactor	Factor				
VAR1 VAR2 VAR3	.844287* .754521* .249021	.316265	.209256 .371102 .704683*	002264	.050552 .227796 137986				
VAR4 VAR5 VAR6 VAR7 VAR8	.048830 .064169 080527 709304* 695259	.124189	182435 .079571 .125792 .280023	048265 .547425 095949 .297751 257289	.107012 222857 036295 168912 .423848 .284990				
VAR9 VAR10 Expl.Var Prp.Totl	011709 .120797 2.358346 .235835	.039425 147394 1.595440 .159544	.091192 .049275 1.712634 .171263	.896537* .212226 1.592941 .159294	.284990 .898410* 1.232458 .123246				

جدول (۳۹) طريقة كوارتيماكس الطبيعية

+					+				
STAT. FACTOR ANALYSIS	Factor Loadings (Quartimax normalized) (factor.sta) Extraction: Principal components (Marked loadings are > .700000)								
 Variable	Pactor 1	Factor 2	Factor 3	Factor 4	Factor				
VAR1 VAR2 VAR3 VAR4 VAR5 VAR6 VAR7 VAR8 VAR8	.846098* .757886* .238417 .059360 .021487 099695 727493* 670636 027068 .153741	.334228 231564 .088664 .704185* .919776*							
Expl.Var Prp.Totl	2.364408 .236441	1.588058 .158806	1.703943 .170394	1.605401 .160540	1.230010				

جـدول (٤٠) طريقة إكـويـاكس للبيانات الخام

STAT. ; FACTOR ; ANALYSIS ;		r Loadings Extraction: (Marked loa	(Equimax ra Principal dings are >	components	sta)
Variable	Factor	Factor	Factor	Factor 4	Factor 5
VAR1 VAR2 VAR3 VAR4 VAR5 VAR6 VAR7 VAR8 VAR9 VAR10	.844287* .754521* .249021 .048830 .064169080527709304* 695259011710 .120797	.316265. 238019 .084408 .705190* .921118*	.209255 .371102 .704683* .943375* -182435 .079571 .125792 .280023 .091192 .049275		.050552 .227795 137986 .107012 222857 036295 168912 .423848 .284990 .898410*
Expl.Var Prp.Totl	2.358346	1.595440 .159544	1.712634 .171263	1.592941	1.232458

جِدول (٤١) طريقة إكوياكس الطبيعية

STAT. FACTOR ANALYSIS	Factor Loadings (Equimax normalized) (factor.sta) Extraction: Principal components (Marked loadings are > .700000)									
 Variable	Factor	Factor	Factor 3	Factor 4	Factor 5					
VAR1 VAR2 VAR3 VAR4 VAR5 VAR6 VAR7 VAR8 VAR9 VAR10	846098* 757886* 238417 059360 021487 -099695 -727493* -670636 -027068	.334228 231564 .088664 .704185*			.018487 .202731 .143750 .115702 .227393 .028303 .139941 .455965 .281727 .891712*					
Expl.Var	2.364408	1.588058	1.703943	1.605401	1.230010					

جدول (21) الجذور الكامنة

Number of variables:10

PACTOR: |

I PERMINATE I

Method: Principal factors (communalities=multiple R-square)

log(10) determinant of correlation matrix: -1.8328

Number of factors extracted: 3

Eigenvalues: 2.30140 1.42053 1.18757

STAT. FACTOR ANALYSIS		Principal fac	s (factor.sta) tors (comm.=mul	tiple R-square)
Value	Eigenval	% total Variance	Cumul. Bigenval	Cumul.
1 2 3	1 2.301396 1 1.420528 1 1.187569	23.01396 14.20528 11.87569	2.301396 3.721925 4.909494	23.01396 37.21925 49.09494

جـدول (٤٣) طريقة الارتباط

Correlations (factor.sta)

Casewise deletion of MD

1 WWT1272					N=2					- 1
!	1	ļ.	1		t	ı				
Variable	KWUT	YARE	VAK3	I VAKS	1 VAR5	I VARE	לפגע ו	l wane	1 OCIANI	URBROOK
VAR2 VAR2 VAR3 VAR4 VAR5 VAR6 VAR6 VAR8	1.00 .66 .36 .21 00 15 40 50	.66 1.00 .32 .40 .14 .18 43 24 .13	.36 .32 1.00 57 .02 17 04 18 18 .47 .05	.21 .40 .57 1.00 13 .13 .06 .23 .07	00 .14 .02 13 1.00 .50 .24 19 .39 19	15 .18 17 .13 .50 1.00 .20 .14 04	40 43 04 .06 .24 .20 .100 .32 .15	50 24 18 19 19 .14 .32 1.00 02	.04 .13 .47 .07 .39 04 .15 02	.21 .21 .09 .16 ~.19 ~.15 ~.11 .13

جدول (٤٤) مصفوفة الاشتراكيات ومربع معامل الارتباط المتعدد

++				
STAT. FACTOR ANALYSIS	Extraction:			ple R-square)
Variable	From 1 Factor	From 2 Factors	From 3 Factors	Multiple R-Square
VAR1 VAR2 VAR3 VAR4 VAR5 VAR6 VAR7 VAR6 VAR9 VAR10 VAR10 VAR10 VAR10 VAR10 VAR10 V	.577191 .569669 .430777 .216435 .001162 .012005 .154238 .142194 .106924 .090800	.644784 .569724 .515384 .305084 .341188 .222546 .402504 .211572 .418003	i .602205 i .606633 i .591217 i .511372 i .680954 i .341719 i .418705 i .456733 i .421776	.639206 .659494 .667792 .644884 .589213 .477356 .414554 .490079 .642130

جدول (٤٥) مصفوفة البواقى

STAT. FACTOR ANALYSIS	1	Reproduced Correlations (factor.sta) Extraction: Principal factors (comm.~multiple R-square)																		
Variable	1	VAR1	1	VAR2	ŀ	VAR3		VAR4	1	VAR5	!	VAR6	!	VAR7	!	VAR8	V2	NR9	!	VAR10
VAR1	-Ŧ	. 68	T	.61	ĩ	.37	ĭ	.19	ĭ	01	ĭ	14	ĭ	45	ĭ	45		.09	ĭ	.16
VAR2	i	. 61	i	. 61	i	. 44	i	. 27	i	.14	i	01	i	32	i	38	i.	24	i	.16
VAR3	1	. 37	1	. 44	1	. 59	1	. 52	ı	.03	i	03	ı	08	i	03	i.	. 39	Ĺ	.29
VAR4	١	.19	1	.27	1	. 52	ì	. 51		08	ı	07	i	.02	i	.13	١.	.35	Ĺ	.29
VAR5	1	01	i	. 14	i	.03	١	OB	i	. 68	į	.47	i	.20	i	15	i.	30	i	17
VAR6	ı	14	ī	~.01	1	03	i	07	1	.47	ı	. 34	١	.23	i	01	i.	.20	ì	14
VAR7	1	~.45	1	32	١	08	١	. 02	1	-20	ı	.23	ŧ	. 42	ŀ	. 34	١.	16	i	07
VAR8	i	~.45	i	38	i	03	i	.13	ŧ	15	i	01	i	. 34	i	.46	Ι.	05	i	.05
VAR9	i	.09	i	.24	i	. 39	i	. 35	i	. 30	i	. 20	i	.16	i	.05	i.	42	i	.13
VAR10	i	.16	i	.16	i	.29	i	.29	i	17	i	14	ì	07	i	. 05		13	i	.20

STATISTICA: PACTOR ANALYSIS

جدول (٤٦) مصفوفة البواقى

STAT. FACTOR ANALYSIS	. 	Residual Correlations (factor.sta) Extraction: Principal factors (comm.=nultiple R-square) (Marked residuals are > 100000)										
 Variable	i VAR1	 VAR2	VAR3	VAR4	VAR5	VAR6	VAR7	VAR8	VAR9	VARLO		
VARI VAR2 VAR3 VAR4 VAR5 VAR6 VAR7 VAR8 VAR9	.05 01 .02 .01 01 05 05	.05 .39 13* .13* .00 .19* 11* .14* 11*	13* .41 .05 01 14* .04 14* .08	.13* .05 .49 05 .20* .04 .11* 28*	.00 01 05 .32 .03 .03 04	. 19* 14* .20* .03 .66 02 .14* 24*	11* .04 .04 .03 02 .58 02	.14*14*0414*025408	11* .08 28* .09 24* 01 08	04 20* 14* 02 02 04 .08 .23*!		

جدول (٤٧) التشبعات قبل التدوير وبعد التدوير

STAT. FACTOR ANALYSIS	Extraction: P.	rincipal	ngs (Unrotated) (f i factors (comm.=m loadings are > .70	ultiple R-square)
∀ariable	Factor 1		Factor 2	Pactor 3
VARI	759731	*1	259987	1 .193444
VAR2	754764	*1	.007408	.192117
VAR3	656336	- 1	-290872	275378
VAR4	465226	- 1	.297740	454190
VAR5	034093	ì	.583117	.582894
VAR6 (.109567	ť	.458847	.345215
VAR7	.392732	1	.498263	127283
VARE	.377087	1	.263395	495138
YAR9	326992	Ĺ	.557745	061425
VARIO (301330	1	.018338	327175
Expl. Var 1	2.301396	1	1.420528	1.187569
Prp. Totl	.230140	i	.142053	.118757

STAT. FACTOR ANALYSIS	Extraction: Pr	Factor Loadings (Varimax raw) (factor.sta) Extraction: Principal factors (comm.=multiple R-square) (Marked loadings are > .700000)									
i	Factor	i	Factor	i	Factor						
Variable	1	1	2	1	3						
VAR1	.795505	*1	064294		.212706						
VAR2	. 680779	i	.130940	i	.355003						
VAR3	. 274599	i	.021694	i	.717873						
VAR4	.039724	i	093534	;	.707846						
YAR5	.050384	i	.823660	*1	~.000322						
VAR6 !	119556	ì	.571920	i	018233						
VAR7 . į	573524	i	.281539		.102524						
VAR8	630795	i	140875	i i	.197445						
VAR9	.000957	i	.365076	- :	.537117						
VAR10.	.082720	i	~.210993	- 1	-383170						
-					- 363170						
Expl.Var	1.923778	3	1.312916	1	1.672800						
Prp.Totl (.192378	i	.131292	1	.167280						

جدول (٤٨) التشبعات بعد التدوير

STATISTICA: FACTOR ANALYSIS

1	Factor Loa	44									
FACTOR ANALYSIS	Factor Loadings (Varimax normalized) (factor.sta) Extraction: Principal factors (comm.=multiple R-square) (Marked loadings are > .700000)										
	Pactor 1	į į	Pactor 2	!	Factor 3	t					
I VAR!	771307	*1	085144	}	.282915	,					
VAR2	653548	i	.121016	- i -	.406033	i					
I VAR3	213985	i	.045239	ì	.737144	÷į					
VAR4	.023961	i	061052	ì	.712089	•i					
VAR5	085670	i	.820096	+ì	032504	i					
YAR5 1	.092851	i	574636	į	053774	į					
1 VAR7	.567447	i	.308361	i	.040281	i					
I VARE I	.650636	i	106463	i	-148562	Ė					
VAR9	.028452	Ė	.390033	i	.518498	i					
I VAR10	041064	į	195500	1	.397836	į					
Expl.Var	1.832183	1	1.327200		1.750111						
Prp.Totl	.183218	1	.132720	į	.175011	į					

STAT. (FACTOR ANALYSIS	[Factor Loadings (Biquartimax raw) [factor.sta] Extraction: Principal factors (comm.=multiple R-square) (Marked loadings are > .700000)										
Variable	Pactor 1	1	Factor 2	Pactor							
VARI !	.797458	*[062977	.205670							
VAR2	. 683561	i i	-131758	,349310							
VAR3	.280782	ì	-020999	.715498							
VAR4	.046074	Ė	094711	.707304	,						
VAR5	.048636	i	.823765	.000724							
VARE	120920	i	.571696	-,016163							
VAR7	-,573205	į	.280133	108010							
YARS I	628755	į	142571	.202665							
VAR9	.004854	i	.364120	.537745							
VARIO !	.086494	.	211499	.382056							
Expl.Var	1.932545	1	1.312278	1,664671							
Prp.Totl	. 193255	- 1	.131228	.166467							

جدول (٤٩) التشبعات بعد التدوير

STAT. ! FACTOR	Factor L Extraction: P		(Biquartimax			
! ANALYSIS !			oadings are >			
	Factor	+	P	+		
Variable	ractor		Factor	!	Factor	
variable		 		!		
VARL	.797458	*1	062977	1	-205670	
VAR2	.683561	1	.131758	1	.349310	
VAR3	.280782	i	.020999	Ì	.715498	
VAR4	-046074	i	094711	Ĺ	.707304	
VAR5	.048636	ĺ	.823765	*1	.000724	
VAR6	-,120920	1	.571696	1	016163	
VAR7	573205	l.	-290133	- 1	.108010	
VAR8	628755	- 1	142571	ŧ	.202665	
YAR9	.004854	ł	.364120	- 1	.537745	
VARIO	.086494	; 	211499	[. 382056	
Expl. Var	1.932545	i	1.312278	i	1.664671	
Prp.Totl	.193255	1	.131228		-166467	

جدول (٥٠) التشبعات بعد التدوير

 			
STAT.		(Biquartimax normaliz	
FACTOR		cipal factors (comm.≈m	
ANALYSIS	(Mar	ked loadings are > .70	0000)
!	Factor	1 Factor	Factor 1
Variable	1	2	3
VAR1	770173	*1082743	.286692
VAR2	651157	1 ,123024	1 .409258 1
VAR3	-,210215	.045807	1 .739193 +1
VAR4	.027268	061233	711954 *1
VAR5	083230	.820369 *	031973 i
VAR6 1	.094405	.574347	1 ~.054153 1
VAR7 1	.568612	. 306556	.037532
VAR8	.651018	108545	.145348
VAR9	.032236	. 389864	.518404
VAR10	039727	195429	.398007
Expl.Var 1	1.827707	1 1.326653	1.755134
Prp.Totl	.182771	.132665	.175513
·			ţ
STAT.	Factor Loading	s (Quartimax normalize	d) (factor.sta)
FACTOR (cipal factors (comm.=m	
ANALYSIS		ked loadings are > .70	
	Factor	l Factor	Factor
Variable	1	2	3 1
VARI I	.768922	*!080394	.290691
VAR2	,648628	124980	.412667
VAR3	.206219	.046331	.739286 *1
VAR4	030789	061444	711793
VAR5	.080839	.820629	031407
VAR6	-,095911	.574059	054552
VAR7	-,569752	304777	.034616
VAR8	651426	1110598	.141934
VAR9	036153	389670	.518292
VAR10	,038260	195374	.398177
			,

1,326116

,132612

1.760466

.176047

Expl.Var |

Prp.Totl |

1.822912

.182291

جدول (۵۱) التشبعات بعد التدوير

STAT. FACTOR ANALYSIS	Factor Loadings (Equimax raw) (factor.sta) Extraction: Principal factors (comm.=multiple R-square) (Marked loadings are > .700000)										
Variable	Factor 1	!	Factor 2		Factor 3						
VAR1	.799571	*	061666	1	.197706						
VAR2	.686691	i	.132585	1	.342797						
VAR3	.287765	i	.020361	i	.712737	*					
VAR4	.053227	i	095825	ĺ	.706652	*					
VAR5	.046937	ŧ	823862	*1	.001672						
VAR6	~.122255	i	.571469	ı	~.013983						
VAR?	572693	ì	.278752	ı	.114128						
VAR8 I	~.626435	i	144228	j	.208592						
VAR9 I	.009392	i	.363208	Į.	.538301						
VAR10	.090686	i	211972	!	.380820						
Excl.Var (1.942360	f*	1.311661		1.655473						
Prp.Totl	.194236	i	.131166	į.	.165547						

جعول (۵۲) التشبعات بعد التعوير

STAT. FACTOR ANALYSIS	Extraction: P	rıncipa	Equimax normal 1 factors (com loadings are >	m.≃mult	iple R-square)	
Variable i	Factor 1	1	Factor 2	i	Factor 3	
VARI VAR2 VAR3 VAR4 VAR5 VAR6 VAR7 VAR8 VAR9 VAR10 VAR10	768922 648628 206219 030789 080839 095911 569752 651426 036153	*	080394 .124980 .046331 061444 .820629 .574059 .304777 110598 .389670 195374	1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1	.290691 .412667 .739286 .711793 031407 054552 .034616 .141933 .518292 .398177	*
Expl.Var ! Prp.Totl	1.822912 .182291	!	1.326116 .132612	i I	1.760466 .176047	

STAT. FACTOR ANALYSIS	Factor Loadings (Quartimax raw) (factor.sta) Extraction: Principal factors (comm.=multiple R-square) (Marked loadings are > .700000)										
 Variable	Factor 1	i i	Factor 2	ļ.	Factor 3	i i					
	.799571	+- -	061666		.197706						
VAR2	.686691	i	.132585	i	.342797	ì					
VAR3	.287765	i	.020361	i	.712737	*1					
VAR4	.053227	i	095825	i	.706652	* 1					
VAR5	.046937	i	.823862	*i	.001672	i					
VAR6	122255	Ĺ	.571469	1	013983	i					
VAR7	572693	ł	.278752	į	.114128	ı,					
VAR9	626435	ſ	144228	1	.208592	- 1					
VAR9	.009392	- 1	.363208	i	.538301	ı					
VAR10	.090686		211972	1	.380820	1					
Expl.Var	1.942360	+	1.311661	1	1.655473						
Pro.Totl	.194236	i	.131166	i	.165547	i					

جدول (۵۳) التشبعات بعد التدوير

STAT. FACTOR ANALYSIS	Factor Loadings (Quartimax normalized) {factor.sta} Extraction: Principal factors (comm.=multiple R-square) (Marked loadings are > .700000)										
Variable	Factor 1		Factor 2	1	Factor 3	I					
VAR1	768922	*1	080394		.290691						
VAR2	648628	i	.124980	i	.412667	i					
VAR3	206219	i	-046331	i	.739286	*1					
VAR4	.030789	1	061444	ì	.711793	-i					
VAR5 !	080839		.820629	*1	031407	í					
VAR6	.095911	ì	.574059	i	054552	i					
! VAR7 [. 569752	ľ	.304777	ì	.034616	i					
VAR8	.651426	1	110598		.141933	1					
VAR9	.036153	i	. 389670	i	.518292	1					
VAR10	038260	İ	195374	į.	.398177	- 1					
Expl.Var	1.822912	1	1.326116		1.760466	-					
Prp.Totl	.182291	i	.132612	i	.176047	i					

من خلال الجداول من (٤٦–٥٣) يتم قرأتها وتفسيرها كما جاء فى الجداول السابقة فى طريقة المكونات الأساسية ويتم ترجمتها مستعينا فى ذلك بالجداول (١٢، ١٤، ١٦، ١٨، ١٠، ٢٥، ٢٨، ٢٦، ٢٢، ٣٠). data file: FACTOR.STA [20 cases with 10 variables]

20 cases were processed (selected) 20 valid cases were accepted Correlation matrix was computed for 10 variables

Number of Variables:10 Method: Principal factors (MINRES)
iog(10) determinant of correlation matrix: -1.8328

Number of factors extracted: 3 Eigenvalues: 2.24460 1.40788 1.23635

STAT. FACTOR ! AMALYSIS	FACTOR Extraction: Principal factors (MINRES)									
! Value	% total Cumul. Cumul. Eigenval Variance Eigenval %									
j 2	2.244602 22.44602 2.244602 22.44602 1.407879 14.07879 3.652481 36.52481 1.236353 12.36353 4.888834 48.88834									

STATISTICA: FACTOR ANALYSIS

STATISTICA:	EACTOR ANA	P1212		
				м.в
STAT. FACTOR ANALYSIS		on: Principa	(factor.sta al factors Unrotated	(MINRES)
 Variable	From 1 Factor	From 2 Factors	From 3	
VAR1 VAR2 VAR3 VAR4 VAR5 VAR6 VAR7 VAR8 VAR9	.547421	720584 548303 450775 334809 503148 178075 393907 203895 247846	.763632 .564831 .510267 .584690 .989998 .225901 .412841 .460377 .247885	.639206 .659494 .667792 .644884 .589213 .477356 .414554 .490079 .642130 .409656 .409666 .40966
		f		+

VAR6 13 02 .00 02 .44 .23 .21 .03 .15	STAT. FACTOR ANALYSIS	!!!!!!!!!!!!!!!!!!!!!!!!!!!!!!!!!!!!!!!				Correlations (factor.sta) Principal factors (MINRES)					
VAR2	Variable	VAR1									
VAR9 .11 .21 .28 .27 .30 .15 .10 .02 .25	VAR2 VAR3 VAR4 VAR5 VAR6 VAR7 VAR8 VAR8	.62 .38 .20 .01 .01 13 47	.56 .43 .30 .14 02 29 33	1 .43 1 .51 1 .50 1 .04 1 .00 108 103	.30 .50 .58 .10 .02 .04	.14 .04 10 .99 .44 .24	02 02 02 44 .23 .21	29 08 .04 .24 .21 .41	33 03 .17 18 .03 .34	.21 .28 .27 .30 .15 .10	.17 .22 .25 ! 16 08 07

STAT. PACTOR ANALYSIS	!	Residual Correlations (factor.sta) Extraction: Principal factors (MENRES) (Marked residuals are > .100000)										
 Variable	VARI	VAR2	VAR3	VAR4	VAR5	VAR6	VAR7	VAR8	VAR9	VAR10		
VAR1 VAR2 VAR3 VAR4 VAR5 VAR6 VAR6 VAR8 VAR9 VAR9	.01 .01 01 .07	.44 12* .10 .00 .20* 14* .09 08	.06 02 17* .04 15* .19*	.10 .06 .42 .03 .15* .01 .07	.00 02 03 .01 .06 00 01	.15* .06 .77 .00	14* .04 .01 00 00 .59 02	.09 15* .07 01 .10* 02 .54 04	08 .19* 20* 09 18* .04 04	.04 13* 09 03 08 04 .11*		

STAT. FACTOR ANALYSIS	!	Correlations (factor.sta) Casewise deletion of MD N=20								
Var:able			I VAR3	VAR4	VAR5	VAR6	 VAR7	 VARB	VAR9	VAR10
VARI	1 1.00	. 66	1 .36	.21	100	15	40	50	.04	1 .21
VAR2	1 .66	1 1.00	.32	.40	1 -14	1 .18	43	24	1 .13	1 .21
VAR3	1 .36	1 .32	1 1.00	1 .57	1 .02	117	1 - 04	118	1 .47	1 .09

	STAT. FACTOR ANALYSIS	1	Correlations (factor.sta) Casewise deletion of MD N=20									
:	Variable	į	VAR1	! ! VAUR2	VAR3	VAR4	VAR5	VAR6	VAR7	VAR8	VAR9	! VAR10
	VAR4	-	.21	.40	.57	1.00	13	.13	.06	.23	.07	1 .16
ı	VAR5	ı	00	.14	.02	13	1.00	.50	.24	19	1 .39	19
	VARE	Ì	15	.18	17	.13	.50	1.00	.20	.14	04	~.16
	VAR7	- 1	40	143	104	.06	.24	.20	1.00	. 32	.15	11
ŧ	VAR8	Ė	50	24	18	.23	19	.14	.32	1.00	02	1 -13
	VAR9	ì	. 04	1 .13	1 .47	1 .07	.39	04	.15	1 ~.02	1.00	1 .35
	VARIG	- 1	.21	1 .21	1 .09	1 .16	1 ~.19	16	111	. 13	1 .35	1 1.00

STAT. FACTOR ANALYSIS	Factor Loadings (Unrotated) (factor.sta) Extraction: Principal factors (MINRES) (Marked loadings are > .700000)										
	Factor	Factor	Factor								
Variable	1	1 2	1 3								
VAR1	807204 *	1262688	.207481								
VAR2	739879 *	.029695	.128561								
VAR3	616813	.265172	243910								
VAR4	477911	.326205	499881								
VAR5 I	037594	.708332	*1 .697747								
VAR6	.087984	.412715	.218693								
VAR?	. 388626	.492825	137604								
VAR8	.364768	.266156	506441								
VAR9	269004	.418906	006275								
VAR10	266722	000313	239311								
Expl.Var	2.244602	1.407879	1.236353								
Prp. Totl	.224460	.140788	.123635								

ţ	Factor Analysis	1	Extraction: Principal factors (MINRES) (Marked loadings are > .700900)								
:	Variablë	i	Factor 1	1	Factor 2	1	Factor 3	1			
ï	VAR1	ī	.349780	*1	028163	i	.201775	i			
ı	VAR2	ł	541,947		. 131715	1	.368162	1			
•	VAR3	1	. 291551	i	.047944	•	.650359	ı			
	VAF4	i	. 049190	į	084995	į.	.758394	*1			
i	VARE	ŀ	.025252	È	.994426	*1	621945	- 1			
i	VARÉ	Ė.	151864		.448786	1	.037809	i			
i	VAR7	2	575815	- 3	.257125	i	.123146	i			
i	VARS:	:	614599		156681	i	239720	i			
i	VAR9	Ė	.043181	_	.311537	i	.395960.	İ			
1	VARIO	į	.128468	ř	~. 154453	i	. 333865	- 7			
		4						+			
í	Expl. Var	ı	1.970441	1	1.429965	i	1.493408	- 1			
i	Pro. "orl		. 197044	í	.142998	i	-140841	i			

STATISTICA: FACTOR AMALYSIS

				M.B							
STAT. FACTOR AFALYSIS	Factor Loadings (Varimex normalized) (factor Extraction: Frincipal factors (M.BRES) (Marked loadings are > .700000)										
Variable	Factor	J	Factor 2	Factor							
VAR. VAR2 VAR3 VAR4 VAR5 VAR5 VAR6 VAR7 VAR6 VAR7 VAR6 VAR7	1 .798435 1 .581823 1 .183450 1 .083743 1 .121421 1 .113364 2 .567937 2 .657937 2 .07365 2 .052234	*	973009 .110041 .079627 C23539 .983696 .46116 .312088 987309 .338819	.346254 , 462821 ; 685764 , 759463] ~ D87162 [-029548 , 003962 , 141129 , 364726 , 326865							
! Excl.Var ! Prp.Totl	1.795583		1.44429C .144428	1.648970 .164897							

STAT.	Pactor Load	ngs	(Biquartima	Z rew)	(factor.	sta
PACTOR	Extracti	on:	Principal 1	actors	(MINRES)	
ANALYSIS I	Mark	ed 1	oadings are	. > .70	33301	
		+-				
·	Factor		Factor	•	Pactor	J
Variable !	1	- 1	2	1	3	. !
VASL	.855151	+,	028163		.187608	4
VAR2	.648230		.131196	- ;	.356917	•
		•		•		•
VAR.	302798		.048164		.645;83	. 1
VARA I	.061337		094602	ł	.757476	*!
VARS .	-024553.	ŧ	.994416	٠١ .	022659	- 1
VARG I	÷.151147	ĭ	.443314	ľ	.040258	
V497	~,573570	ì	. 257224	i	.153022	i
YARB: [~.610360	i	159534		.250410	i
. YARS (049899	í.	.311690		.365C34	- 1
PAR D	. 123659	Ť.	154350		.258823	į
·		+~		+		+
FxpVar 1	1.986315	,	1.430045	1	1.472474	Ł
7.b.70t! (.198632	1	. 143064		. 147247	í

۳		+				
	STAT.	Factor	Loadings (B	iguartimax	normalized)	(factor.sta)
	FACTOR	ĺ	Extraction:	Principal	factors (MID	(RES)
	AMALYSTS	ł	(Marked	loadings a	re > .700000) 1

(Variable (Factor 1	- } !	Factor 2	1	Factor 3	!
; YAR1	.795320	*1	~.077615	i	.353659	-
VAR2	-576931	Ĩ	-110222	i	.468863	ŧ
: VAR3 [.176529	1	.077548	Ĺ	. 687816	i
VAR4	C93002	Ť	026840	į	.758499	-∗i
VAR5 I	-118817	,	- 984447	*1	082123	i
VAR6	114772	- 1	-460798	i	019837	Ĩ
VAR7	562729	i	.310225	i	000254	į.
VARB !	658860	1	090642	ŧ	.134405	i
VAR9	.003152	ì	.337399	1	.366111	i
VAR10	.049550	í	138374	£	.326815	i
<u></u> +		+			de la companya de la companya de la companya de la companya de la companya de la companya de la companya de la	+
Expi.Var	1.785710	- 1	1.443757	ı	1.659366	1
Prp. Totl	.178571	i	.144376	į	.165937	i

STATISTICA: FACTOR ANALYSIS

t	+		
STAP. PACTOR ANALYSIS	Extraction:	s (Quartimax ra Principal fact loadings are >	
l L Variáble	Factor 1	Eactor 2	Pactor :
i VAR1 i VAR2 i VAR3 i VAR4 i VAR5 i VAR5 i VAR7 i VAR9 i VAR10	.856535 * .654\$17 .314971 .075656 .024698 .150277 .570902 .505536 .657238 .129268	[028231 .131252 .048428 084236 994399 * .448863 .257398 158294 .311862	.170831 .344510 .639308 .756221 * .023627 .143732 .262004 .383864 .296505
Expl.Var Prp.rot1		1.430127 .143013	1.455425 .145543

:	STAT.	'Factor Loadings (Quartimax normalized) (factor.sta)	
í	FACTOR	Extraction: Principal factors (MINRES)	
į	ANALYSIS	(Marked loadings are > .700000)	

*		+		+	h	44
Variable :	Factor 1	1	Factor 2	!	Factor 3	-
VAR. VAR.	791775 571539 168946 100966 116352 116113 563740 659941 001880	*! ! ! !	076346 .110307 .075437 030127 .985154 .460487 .308242 093370 .335967	* 1	.361796 .475401 .689952 .757356 -097024 -019264 -005035 .127034 .367434	
Expl.Var Prp.Totl	1.774816	-	1.443233 .144323		1.670785 .167079	

STAT.	Extraction:	gs (Equimax raw) Principal facto Loadings are >	rs (MINRES)
Variable	Factor 1	Factor 2	Factor 3
VAR1 VAR2 VAR3 VAR4 VAR5 VAR6 VAR8 VAR8 VAR8	. 856535 * . 654917 . 314971 . 075656 . 024698 . 150277 . 570902 . 605536 . 057238 . 129268	028231 .131252 .048428 084236 .994399 *1 .48863 .257398 156224 .311662 154224	.170831 344510 639308 756221 6023627 60242898 143732 262004 383864 296505 6
Expl.Var	2.003281 .200328	1.430127 .143013	1.455425 l .145543 l

STATISTICA: FACTOR ANALYSIS

STAT. FACTOR ANALYSIS	Extraction	s (Equimax normal) n: Principal fac ad loadings are	tors (MINRES	
 Variable	Pactor	Factor 2	Factor 3	ļ
YAR1 YAR2 YAR3 YAR4 YAR5 YAR6 YAR6 YAR6 YAR6	791775 * 571539 168946 .100966 116352 .116113 .563740 .659941 .001880 046542	076346 .110307 .075437 -030127 .985154 *! .460487 .308242 093370 .335967 139499	.361796 .475401 .689952 .757356 077024 019264 005035 .127034 .367434	
Expl.Var		1.443233	1.670785 .167079	E E

what4 file: FACTOR.STA [26 cases with 10 variables]

70 cases thre processed (selected) 20 valid cases were accepted Correlation matrix was computed for 10 variables

Emsher of veriables:50 Method: Haziman Hielihood Ractors log(10) determinant of correlation matrix: -1.8328 Number of factors extracted: 3 Expenselues: 1.50949 1.62524 1.79271

STAT. FACTOR AVALYSIS	Extracti		(factor.sta	
l Value	Eigenval		Cusul.	
1 2	1 1.509491 1 1.925739 1 1.782708	18.25239	3.334729	33.34729

STATISTICA: FACTOR ARRLYSIS

M.B.

STAT. FACTOR ANALYSIS	1			munalities : Maximum Rotation:	likelihood	
i I variable	!	From 1 Factor	1	From 2 Pactors	From 3 Factors	Multiple R-Square
VARL	į	.003269	i	.152035 [.794048	.639206
1 VAR2 VAR3	i	.007578	ŀ	.331296 (.615271 -412101	659494
VAR4	į	.091694	į	.989900 I	.925966	.589213
VARE VAR7	į	.213532	ì	.271026 .051603	.351283	477356
VARE	i	-348092	i	.050799	.459129	490079
VAR9 VAR20	1	.127708	;	.178361 .068171	.178504	1 -642130 1 -409656

STAT. FACTOR ANALYSIS												ions (likel:					٠			
Variable	1	Væl	:	VAR2	i	VAR3	•	Var4	1	VAR5	į	VAR6	į	VAR7	i	VAR8	١,	AR9	i	VARLO
YAR1	Ť	.79	ï	. 64	ī	.36	ĭ	.21	Ť	00	ï	13	Ť	43	i	~.46	 	.08	7	.19
YAR2	i	. 64	i	. 62	i	.43	i	. 39	í	.24	i	.03	i	27	i	32	i	.15	í	.15
VAR3	i	.36	i	.43	ť	-41	i	. 55	i	-02	ī	.07	i	09	ï	34	í	.11	i	.23
VAR4	1	.21	ŧ	. 39	ì	.55	ì	. 93	1.	12	ř	-12	i	.05	÷	:23	i	.09	i	.17
VARS	1	30	٠	.14	1	.02	Ė	12	î.	.95	i	. 49	i	-23	i	13	i	.38	i	~.18
VAR6	i	13	i	.03	i	.07	į	. 12	i	.49	i	.33	i	.25	i	.07	î.	.22	i	10
YAR7	i	45	:	=_27	i	09	ì	.05	i	-23	i	-25	i	.36	ì	-31	i .	.08	i	13
YARE	í	43	ì	32	í	04	í	-23	i	19	í	.07	Ĺ	.31	í			. 07		
YARS.	i	. 03	1	.15	í	-11	Ť	.03	i	.35	i	.22	i	. 08	i	~.07	i	.18	i	04
WAR!S		-15	÷	.15	i	.13	÷	. 1.7		. 10	÷	10	ŕ	- **	i	- 64	: .		:	.05

STAT, FACTOR ANALYSIS	1	Residual Correlations (factor.sta) Extraction: Musima Mibilibood factors (Marked residuals are > ,100000)															
Vasiable	-	VARL	1	VAR2	VARE	VARS	1	VARS.	VARE	i	VAR7	į	VARB	1	VAR9	1	VAR10
VAR1	ï	.21	1	.01	C0	~.00	7	.00	92	i	.05	i	02	ï	- 04	;	.62
VAR2	i	-01	i	38	11*	.00	1	-00	-15*	ŧ	~.15*	į.	.08	ì	~,02	i	.05
VAR3	i	00	ŧ	11*	.59	.01	4	.00	24	ŧ	.05	ı	14*	1	.36*	ŧ	04
VAR4	i	00	i	.00.	.01	.07	ī	00	.01	Ĺ	00	ı	-00	1	02	ŧ	01
VAR5	ì	.00	t	.00.	.00	~.00		.05	.01	ŧ	.60	t	~ .00	4	.01	Ĺ	01
VAR6	i	02	Ė	.15*1	24	.01	1	.01	. 67	ĵ.	04	1	.02	1	25*	t	06
VAR7	ì	.05	î	1541	.05	-00		.00	04	i	. 64	1	.01	ŧ	.07	ï	.02
VARE	ì	02	i	.08	~.14*	.00	1	00	.07	ŧ.	, Ò1	j	.54	Ė	.05	ı	.17-
VAR9	i	04	;	02 1	-36*	- 02	1	.01	25	Į.	.07	١	.05	ť	. 52		.39*
VARIO	ı	.02	1	.05	04	-,01	1	01	06	1	.02	ŧ.	.17*	Ŀ	. 39*	ï	.91

STAT. FACTOR ANALYSIS	Rol	Coefficients ation: Unrotat Maximum likeli	ed
Veriable 1	Pactor 1	Factor 2	Factor 3
VARI I VARI I VARI	.012874 006487 .006834	~ 128831 ~ 101998 ~ .071813	.578167 .206286 .037248

STATISCICA: FACTOR ANALYSIS

STAT. PACTOR ANALYSIS	Ro	e Coefficients tation: Unrota Maximum likel	ted
Variable :	Pactor 1	Pactor 2	Factor 3
VAR4 VAR5 VAR6 VAR7 VAR8 VAR8	.186476 -900744 -032121 016458 .016814 020209 .010838	- 808526 - 248765 - 024326 - 001749 - 006151 - 018720 - 011403	- 371056 - 069824 - 054399 - 129097 - 175508 - 002212

FACTOR MEALYSIS	Rot	r Scores (facto bation: Unrotat Maximum likeli	ed
Case	Pactor 1	factor 2	Pactor
11	28212	92261	1 - 01254
2 1	67822	.50548	83614
3 1	.72922	68404	49667
4 1	. 59521	1.60084	99973
5 1	.93756	73238	66598
6 t	-1.58828	-1.06992	-1.04952
7 1	. 66708	.85968	-1.01398
8 1	31791	- 48960	1 -1.27996
'9 Í	.78614	.96481	63365
10 1	20842	72474	- 63332
11 1	96124	47757	.33392
12 1	-1.96223	.58436	1.80159
13	.97230	49668	-54637
14 1	-2.21283	2-67910	1 - 24606
- 15 (28212	- 92261	01254
16	27040	-1.26316	1.88571
17 1	.79976	.70346	53716
18 (.76663	.52972	13847
19 1	2B212	92261	01254
20 (31791	-,48960	-1.27996

FACTOR ANALYSIS	Factor Loadings (Unrotated) (factor.s Extraction: Maximum likelihood facto (Marked loadings are > .700000)							
Variable i	Factor 1	Factor 2	l Factor					
VARI 1	.357172	385703	.801257 ¥					
VAR2	.353369 1	573103	532894					
VAR3 I	-087050 1	619053	. 145934					
V584 I	-302794 4	893429	·i189910					
YARE I	.958304 *1	179959	023531					
VAR6 1	462095	239780	245474					
VAR7	226360 I	C19068	555780					
VAR9 1	.219298	C52038	639007					
VAR9	357362	225064	.011923					
VARLO I	212590	151581	.145545					
Exp. Var	1.509491	1.825239	1.782708					
Frp. Totl	.150949	.182524	.178271					

STATISTICA: PACTOR ANALYSIS

Autoritation Services								
STAT. FACTOR AKALYSIS	Factor Loadings (Varimax raw) (factor.ste) Extraction: Maximum likelihood factors (Marked loadings are > .700000)							
! Variable !	Factor	Factor 1	Factor					
i variable								
VARI	032106	.152861	.877298 *1					
VAR2	.144057	. 371 See	.675769					
I VAR3	.053862	.556071	.316205					
VAR4	057944	.957968 *1	.070039					
VAR5	.971478 *.	074840 I	.043770					
VAR6	. 526439	.169712	159197					
VAR7	.272429	.111158]	523374 1					
VARB	142600	.279799	- 600422					
VAR9	. 398933	.112753	-081503 I					
1 VARIC	-,181261	.155610	.179679 1					
Expl.Var	1.535504	1.550114	2.031820					
Prp.Totl	152550	159011	.203182					

	Factor Loadi								
FACTOR [Lood factor	3			
ANALYSIS ([(Marked loadings are > .700000)								
ı	Pactor	i	Pactor	i	Factor	i			
Variable	1	1	2	. !	3	ij			
VAR.	029959	1	-374979	1	.807800	*1			
VAR2	. 169255	- í	-517817	- î	. 564349	i			
VAR3	.102423	- i	.61.479	i	. 166445	ì			
VAR4	.033288	1	.945110	*1	177837	i			
VAR5 I	.959071	*i	147375	i	.098741	i			
VAR6 .	. 512546	- 1	.075595	1	176672	i			
VAR7	. 289378	į	05_523	Ĺ	~. 523545	i			
VAR8	106386	i	.128007	i	656829	i			
VAR9	. 406695	1	.093871	- 1	.065505	ı			
VARIC !	~.168062	1	.212000	į	.127146	į			
Expl. Var	1.344020	(1.776112	L	2.797305				
Prp. Fotl	.154402	1	.177611	1	.179731				

STAT. FACTOR ANALYSIS	Factor Loadings (Biquartimax raw) (factor statement Extraction: Maximum likelihood factors (Marked loadings are > .700000)							
Var iable	Factor	-	Factor 2	1	Factor 3	1		
VAR1	1032308		.145043	1	.878617	*1		
VAR2	1 .143944	i	.365227	i	.679088	- 1		
VAR3	.053873	ŧ	. 553222	1	.321161	- 1		
VAR4	057802		-957316	+1	.078558	- 1		
VAR5	971454	*1	075391	ì	.043352	- 1		
VAR6	, 526508	i	.171035	i	157543	1		
VART	.272583	ı	.115771	ſ	522292	- 1		
VARE	1142390	- F	-285162	Í	597942	1		
VAR9	.398931	ŧ	.112955	Ĺ	.082608	- 1		
VAR10	191281		.154034	t	,181012	į		
Expl.Var	1.535528		1.542855	l	2.039055			
Frp. Tct1	1 .153553	ij	.154285	ŧ	. 203906	:		

STATISTICA: FACTOR ANALYSIS

STAT. FACTOR ANALYSIS	Factor Loadings (Biquartimax normalized) (factor.sta) Extraction: Maximum likelihood factors (Marked loadings are > .700000)								
Variable	Factor	Factor 2	Factor 3	į					
VAR1 VAR2 VAR3 VAR5 VAR5 VAR6 VAR6 VAR7 VAR8 VAR9	029159 .169976 .102927 .033764 .959045 * .542471 .288981 106761 .406800 1267839	.363912 .509942 .609091 .947433 .149311 .077666 .044537 .137047 .092711 .092711	.812875 .571261 .174723 164915 .096041 176003 524404 654942 .066497 .150152	*1					
Expl.Ver Frp.Tctl		1 1.763013 1 .176301 :	1.810341 .181034	1					

STAT. FACTUR ANALYSIS	[Factor Loadings (Quartimax raw) (factor.sta) Extraction: Maximum likelihood factors (Marked loadings are > .700000)							
	1 Pactor	Factor	1 Factor					
Variable	1	2	3					
VAR1	032532	.136919	9799:1					
VAR2	.143818	.358904	1 .682477					
VAR3	.053884	.550218	.326279					
VAR4	1057646	.956559	* .087391					
VAR5	971427 *	075973	1 .042928					
VAR5	.526585	.172385	155805					
VAR?	.272754	.120544	521122					
VAR3	142174	.290706	595319					
VARS	. 39892B	.111111	.083753					
VAR10	161304	.152387	.182377					
Kxpl.Var	1 1.535554	1.535402	1 2.046481					
?=p.Totl	.153555	.153540	.204648					

, STAT. FACTOR ANALYSIS	Factor Loadings (Quartimax normalized) (factor.sta) Extraction: Maximum likelihood factors (Marked loadings are > .700000)							
Variable	Factor I	1	Fector 2	1	Pactor 3	i		
VAR1	027668	1	.347961	1	.819982	*1		
I VAR2 I	.171275	i	. 498500		. 580890	i		
I VAR3 I	-103773	ì	. 605445		.186464	i		
VAR4	.034472	- 1	. 950446	•,	146389	- 1		
VAR5 1	-959030	*i	.152085	- 1	.091748	i		
VAR6 1	-542302	1	. 680574	- 1	175214	i		
VAR7	.288207	i	034543	1	525583	i		
VAR9	107537	ï	. 149942	i	651983	i		
I VARS I	-40E984	Ĺ	.091001	1	.067724	- 1		
DARIG !	167450	į	.207919	. !	.134480	. 1		
Expl. Var	2.544191	- -	1.744300	1	1.828947	1		
Fro. Totl	-154419	j	.174430	Ĺ	.182895	i		

STATISTICA: FACTOR ANALYSIS

		عددد				
STAT.					(factor.sta)
FACTOR	Extraction	n: M	aximum like	-iho	od factors	
ANALYSIS	(Marke	d lo	adings are	> .7	00000)	
	Factor	1	Factor	1	Pactor	
Variable	1	1	2	į.	3	
VARI	032532	1	.136918	1	-879911	
VAR2	.143818	i	.358904	Ė	-682477	
VAR5	.053884	1	.55C218	- 1	.326279	
VAR4	057646	1	. 956559	*1	.087391	
VAR5	.971427	*1	075973	i	.042928	
VAR5	.526585	- 1	.172385	i	155805	
VAR7	-272754	1	. 120544	i	521122	
VAR8	142174		.290706	i	595319	
VAR9	.398928		.111111	i	.083753	
VARIO	181304		.152397	İ	.182377	
Expl.var		F	1.535432	i	2.046481	Ī
Prp. Tota	.153555	- 1	-153540	i	.204648	

STAT. FAUTOR ANALYSIS	Factor Loadings (Equimax normalized) (factor.s Extraction: Maximum likelihood factors (Marked loadings are > .700000)							
Variable	Factor 1	1	Factor 2	1	Factor 3	1		
VÄRI	027668		.347961	1	.819882	1		
VA92 1	.171275	- t	.498503	i	.580890	i		
VAR3	.103773	- 1	605445	- j	.186464	i		
VA34	.034472	1	. 950446	*1	146389	i		
VARS (.959030	-1	152085	1	.091748	- 1		
VAR6	542302	- 1	.080574	1	175214	t		
VAST	.288207	ŧ	034543	í	525583	i		
VAKE .	107537	Ĺ	.149942	i	651983	i		
VAR9	-406984	- i	.091001	i	-067724	i		
VARIO I	167450	Ĺ	.2079_9	Ĺ	.134480	į		
Expl.Var		i	1.744300	i	1.828947	1		
Prp. forl	.154419	- i	.174430	i	.182895	i		

التحليل العاملي من الدرجة الثانية والدرجات العليا

يستخدم التحليل العاملى من الدرجة الثانية والدرجات العليا إذا كان لدينا عدد كبير من المتغيرات في مجال معين، وعن طريق التحليل العاملي من الدرجة الأولى والذى نصل منه إلى عدد من العوامل تقبل هي نفسها التصنيف في فئات أوسع وأكثر تجريدا ويمكن أن يستمر التحليل إلى درجات عليا إلى أن نصل في النهاية إلى عاملن أو ثلاثة فقط.

ويذكر صفوت فرج ملاحظة هامة، وهي:

أن التحليل العاملي من الدرجة الثانية، وكذلك عوامل الدرجات العليا الاخرى له خاصية خاصة، وهي أننا نصل إلى تلخيص شديد لحجم تباين عوامل الدرجة الأولى المترابطة التي هي أصلا بمثابة تلخيص للتباين الارتباطى، ما يجعلنا نتحرك على التوالى نحو تلخيصات شديدة يمكن أن تختفي من خلال معالم الصورة السيكولوجية.

ومن خلال الجداول التالية يمكن توضيح هذه الفكرة والتى تتم بالخطوات التالية:

++			-		·+
1 1	.1 !	2	3:	4	51
1 1	VAR1	VAR2	VAR3	VAR4	VAR5
++-		h			+
[1]	.677895	.7237001	.767385	,7700331	.770214
121	.638828	.645868	.684704	.806127	.8589381
3	.448170	555499	.637750	. 658299	.906907
4	.221818	.350715	.581401	.854258	.913247
1 51	.000231	450520	.8467941	.878094	.884033
1 61	022047	.361822	.5371221	.8088771	.871798
1 71	.239389	585761	.6178831	.6279191	.6776871
181	.198427	.276115	.656735	.763873	.8530661
91	110094	466301	.4845711	.877719	.8950061
1101	.129731	.130686	.3706781	. 427859	.8909251
++-					

M.I

data file: FACTOR3.STA [10 cases with 10 variables]

STAT. BASIC STATS	Descriptive Statistics (factor3.sta)							
Variable	 Valid N	l Mean	Median	l Hinimum			Skowness	
VAR1 VAR2 VAR3	10	.454699	.510900	.000231 .130686	.723700	.240837 .180343	.83075 28198	
VAR4 VAR5							-1.44402 -1.84933	

[E	TAT. ASIC IAIS	Correlations (factor3.sts) Marked correlations are significant at p < .05000 N=10 (Casewise deletion of missing data)								
ļ	ariable		VARL	1	VAR2	ĺ	VAR3	i	VAR4	l VAR5
1	VARI VAR2 VAR3 VAR4 VAR5	i	1.00 .72 .35 05	*	.72 1.00 .62 .34 49	*	.35 .62 1.00 .51 25	1 1 1	7.05 .34 .51 1.00 .21	28 49 25 .21 1.00

data file: PACTOR3,STA [10 cases with 10 variables]

10 cases were processed (selected) 10 valid cases were accepted Correlation matrix was computed for 5 variables

Number of Variables:5 Method: Principal components log/10) determinant of correlation satrix: -1.0585 Number of factors extracted: 2 Eigenvalues: 2.48168 1.36211

STAT. FACTOR ANALYSIS	Eigenvalues (factor3.st Extraction: Principal compo	
 Value	% total Cumul. Eigenval Variance Eigenval	
1 2	2.481678 49.63356 2.481678 1.362110 27.24219 3.643788	1 49.63356 1 76.87576

STAT. EACTOR ANALYSIS	Communalities (factor3.sta) Extraction: Principal componen Rotation: Unrotated				
Variable	From 1 Factor	From 2 Factors	Multiple R-Square		
VARI I	.530781	. 650977	.671999		
VAR2	.894830	.898840	.810371		
VAR3	. 623282	.759959	-498490		
VAR4	.154171	.894312	596320		
VAR5 1	.278615 E	. 639699	.510877		

STATISTICA: FACTOR ANALYSIS

SCAT. FACTOR ANALYSIS	!				s (factor3	
Variable	1	VARI	VAR2	VAR3	VAR4	i i vars
VAR.	i	. 65	.71	. 45	01	59
VAH2	ı	.71	1 .50	1 -72	1 .32	154
VAR3	1	-45	.72	1 .76	1 .63	19
VAR4	ı	~.01	1 .32	1 .63	1 .89	1 .31
VAR5	:	59	- 54	19	1 .31	. 64

STAT. Residual Correlations (factors.s FACTOR Extraction: Principal componen ARALYSIS (Marked residuals are > .10000							
Variabl a	VAR1	VARZ	VAR3	VAR4	VAR5		
VARI	.35	-00	10 *1	03	.31 *		
VAR2	.00	.10	11	.02	.05 05		
VAR3	10	11 *	11	.11	05		
VAR4							
VAR5	.31 *1	.05	05 1	~.10	36		

٠	TALE	lfactor			(factor3.sta) :
i	PACTOR	i		ation: Unrot		- 1
:	ANALYSIS	1 Ext	Taction	: Principal	coponents	- 5

 Varisble	!	Factor	1	Tartor 2	ì
F	÷	**			÷
VAR.		.293570	1	254526	ı
VAR2		.38:175	1	016494	,
VAR3		, 315124	1	.271417	1
VARI		.158218	1	. 631604	- (
VAR5	:	212695	i	.441156	- 1

'n		******	~~~~			-1
	STAT.				tor3.ata)	-
	PROYER	Rot	atien:	Daro:	tated	1
	KYA YETS	extraction	r Prin	cipal	components	1

		Pactor	ŀ	Factor	ŧ
Case	•	1		2	1
1	11	1.67687	1	59555	
i	3 5	1.05626	1	00403	Ì
i	3 1	. 21823		24910	ĺ
1	4 (41934		.84949	H
1	5 I	.25085	1.	1.51725	ı
i	έį	67392	1.	.51716	ì
:	7 1	. 51019	i i	-1.58733	i
í	8 1	35792	į.	.27600	Ė
ŕ	3 1	45782	i	74132	i
i	10 1	-1.90312	i -	1.46518	- i
F 2					

STATISTICA: PACTOR AKALYSIS

M.B

******		+
STAT.	. Factor Loadings (Unrotated) (factor).st	a) [
FACTOR.	! Extraction; Principal emaponents	- 1
ABALYSIS	(Marked loadings are > .700000)	!

: Variable	Factor	ŀ	Factor 2	1
I VARI !	.728547	*1	346653	1
I VAR2	. 945954	*1	C6333C	- 1
VAR3	-789482	-i	,369700	3
VAR4	.392646	ï	.863314	-+ j
1 VA35	527840	!	-600903	i
[Expl.Var	2.491679	1	1.362110	i
Frp.Totl	.496336	ī	.272422	į

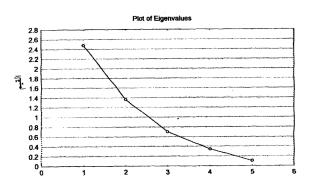
STAC.	Euctor Loadings (Verimax raw) (factor3,sta)
FACTOR	Extraction: Principal components
NNAL9SIS	(Marked Loadings are > .700600)

Wari	able.	Factor .	!	Factor 2	1
VARI VARI VARI VARI VARI	!	805822 879733 550053 .019569 .736307	*	. 303752 . 353426 . 675663 . 545478 . 312332	1
	Var Totl	2.270863 .454173	1	1.572925	· t

STAT. FACTOR ANALYSIS		n: Princ	ipal components are > .700000)	
	l Factor	1	Factor	+
Variable	1	i	2	i
VAR1	.795322	* (.135791	1
VAR2	810026	*1	. 492644	1
VAR3	.432841	i	.756709	*1
VAR4	.174049	į	.929526	*1
VAR5	777497	*1	. 187610	Ţ
Expl. Var	2.110826	1	1.732962	1
Frp.Tot1	422165	ļ	. 346592	1

ملحوظة:

سبق ترجمة مثل هذه الجداول في الأمثلة السابقة وعليك أيها القارئ الاستعانة بالنماذج السابقة لترجمة هذه المخرجات.



الرسم البيانى للجذور الكامنة

التحليل العاملي المعكوس Inverted Factor

يعود الفضل إلى استخدام هذا الأسلوب إلى رايموند كاتل Remond Kahle ١٩٤٦، وتهدف هذه الطريقة إلى دراسة فرد واحد من خلال فترات زمنية ممتدة وفى ظروف متباينة.

وتختلف هذه الطريقة عن طرق التحليل العاملي التقليدية في أنها لا تقوم على عينة من الأفراد بل على عينة من الظروف الزمنية بالنسبة لفرد واحد فقط. كما ان الارتباطات في هذه الطريقة تكون بين الأفراد في حين أن الطريقة التقليدية للارتباطات تكون بين المتغيرات.

ولكن هذا الأسلوب يجب أن يأخذ بحذر شديد نظرا لصعوبة استخدامه والشروط الواجب توافرها للحصول على نتائج صحيحة.

ملحوظة :

يجب استخدام أسلوب التدوير لأنه الأسلوب الذى يتوافق بدقة مع استخدام التحليل العاملي المعكوس.

ومن خلال المثال التالى يمكن توضيح هذه الفكرة.

جدول (۵٤)

+-	-+		+		+-	-+						+	+	+	+			 -					
ı	- 1	1	. 1	2	١	31	4	5	6	7	8	1 9	110	111	12	13	14	15	16	17	18	191	20
ı	1	A	ď	VΑ	۱	A	VA.	VA	VA	VA	VA	(VA	(VA	VA	VA	VA	VA	VA	VA	VA	VA	VA	VA
																						+	
																						31	
ı	2	2	ï	4	١	3	2	4	3	2	3	13	2	† 4	3	3	3	4	2	3	4	4 1	3
1	31	2	1	3	ı	1!	1	21	31	3	2	1	1 2	3	2	11	2	1	2	3	31	11	2
ı	41	2	î	1	ı	21	1(4	4	1	2	1	1 2	3	3	2	1	41	1	4	1	2	3
																						11	
																						21	
1	71	4	ł	2	1	4	1	4	11	4 (1	2	3	3	3	21	1	41	1	2	3	2	1
																						31	
																						11	
11	0	4	ı	2	ı	11	4	2	31	3	3	2	3	2	3	21	3	41	1	2	3	3	
+-	-+		+	1	+-	-+	4		4				+	<u> </u>		+						+	

جدول (۵۵) الإحصاء الوصفي

В	TAT. ASIC TATS	1	4	Descriptiv	e Statistic	(wmc.sta)		
į v	ariable	Valid N	Hean	Median	Minimm	Maximum	Std.Dev.	
1	Α	10	3.100000	4.000000	2.000000	4.000000	.994429	23728
3	VAR2	1 10	2.200000	2.000000	1.000000	4.000000	.918937	-60138
	VAR3	1 10	2.600000	3.000000	1.000000	4.000000	1.074968	32201
1	VAR4	1 10	2.000000	2.000000	1.000000	4.000000	1.054093	.71151
}-	VAR5	1 10	2.800000	3.500000	1.000000	4.000000	1.135292	09112
1	VAR6	10	3.200000	3.500000	1.000000	4.000000	.918937	-1.54641
	VAR7	10	2.500000	3.000000	1.000000	4.000000	1.178511	25456
ı	VARE	1 10	2.200000	2.000000	1.000000	4,000000	.918937	.60138
1	VAR9	10	1.900000	2.000000	1.000000	3.000000	.875595	.22345
:	VAR10	1 10	2.700000	3.000000	1 2.000CDO	4.000000	.823273	.68698
:	VAR11	1 10	2.900000	3.000000	2.000000	4.000000	.567646	09112
i	VAR12	1 10	2.600000	3.000000	[2.000000	3.000000	.516398	148412 1
Į	VAR13	1 10	2.200000	2.000000	1.000000	4.000000	-918937	.60130
1	VAR14	1 10	2.200000	2.500000	1 1.000000	4.000000	1.229273	.43067
ì	VAR15	10	2.800000	4.000000	1.000000	4_000000	1.398412	47538
1	VAR16		2.200000	2.500000	1.000000	4.000000	1.229273	43067
ı	VAR17	1 10		2.500000	1.000000	4.000000	.948683	.23424
1	VAR18		2.700000	3.000000	1.000000	4.000000	1.159502	34212
i	VAR19		2.200000	2.500000	1.000000	4.000000	1.032796	
1	VAR20	J 10	2.700000	3.000000	1.000000	4.000000	948683	23424
t		+	+		t		+	h

جدول (٥٦) مصفوفة البواقى

STAT. FACTOR AKALYSIS	TOR Extraction: Principal components												
Variable	λ	VAR2				 VAR6					VAR		
3	1 .03		.01	01	100	1 - 02	02	.01	02	01			
VAR2	.01	.02	01	00	100	.02			-02	00	0		
VAR3	.01	01	.19	03	.00	12*	09			Q1			
VAR4	~.01	100	03	.04	00			102		01			
VAR5	1 ~.00	00	00.]	80		+.00]				[~.00]			
VARE	102	- 02	12*	-02				08					
VAR7	1 - 02	.01	09	.02				(04		00			
VARE	.01	01	.08				04						
VAR9	02	.02	11*		100			06					
VARIO	01	[00	10 1	01		10.							
VARI1	130		02			1 .02		02					
VAR12	1 .02	02	.12*	03	01	[10*	07	.07	08	01	0		
VARI 3	, ~.01	.01	08	-02				04			-0		
VAR14	.00	01		01		02				1 CO [
VARI 5	.00					1 ~.03			03				
VARI 6	00.			01		02				1 -,00			
VAR17	1 ~.01		11*			1 .10*							
VAR18	1 02	.00.	11*		(~.Q0			06					
VAR15	.02	02				[07]							
VAR20	02	.02	11*	.01	101	80.	-07	106	.07	100 4	.0		

•	FACTOR ANALYSIS		Residual Correlations (who.sta) Extraction: Principal components (Marked residuals are > .100000)											
1114	Variable	VAR12		1	VAR15			VAR18	VAR19					
i	λ	- 02	01	.00 !	.00 1	.00 1	01	02	.02	02				
1	VAR2	02	.01	01	.00 [CO 1	.02	.00	02	.02				
	VAR3	.12*			.03 1									
	VAR4	i - '03		01				- 02						
	VARS.	01			01 (~.01				
	VAR6	10*		02 [07					
	VART	07		02		01			05					
	VAR8		04			.01 [
	VAR9	08		02					07					
	VAR10	10,- 1		00					+.01					
	VAR11	02			01				02					
	VAR12		06				09			09				
		06		00					05					
	VAR14	.03		.04				02		02				
	VAR15	.02				-01				~.03				
	VAR16	.02		00			-,01			ļ02				
	9Ak17	~.09		02 [. DB				
	VAR18	08		02		01			06					
	VAR19		05			.01								
ŗ	VAR20	09	.05	02	03		-08		07	.11				

جدول (۵۷) مصفوفة الارتباط

	·										
STAT. BASIC STATS	!				Correla	tions (mc.sta		05000		
BASIC	Į.	1	marked t	correla	tions a	e sign	litcant	at p <	.03000		
		+	N=:	(Case	wise de	letion (+	tng pac	n, +	·	
Variable	I A.	VAR2	VAR3	VAR4	VARS	VÄR6	L VAR7	VAR8	l Var9	VAR10	VAR11
A	1.00	51	.77*	CD	1 .11	~.39	.71.	140	-54	.29	.00
VAR2	51	1.00	34	. 38	.02	06	09	.25	.03	.10 1	.26
VAR3	.77*	34	1.00	07	.20	-:47	.40	11	- 66	.05	.26
VAR4	00.~ 1	1 .38	07	1.00	16	- 38	(~.26	.20	1 ,13	.75*	30
VAR5	,11	_02	-20	~.16	1.00	31	.39	56	.33	-08	.43
VAR6	39	06	47	.38	·~.31	1.00	1 ~.61	.39	39	~.05	26
VAR7	[.71*	09	-40	26	.39	61	1.00	l70*	.48	.16	.20
VARB	40	.25	11	.20	56	.39	·.70*	1.00	13	41	.27
VAR9	.54	.03	.66	.13	.33	39	48	13	1.00	.10	.54
VARIO	.29	.10	.05	.75*	80.	05	.16	41	.10	1.00	~.58
VAR11	00	.26	.2€	30	1 .43	26	,20	.27	.54	×.58 1	1.00
VAR12	124	.22	.03	.03	.72*	03	04	40	4-11	.18	00
VAR13	.13	06	-46	.07	1 .13	06	1 -01	1/	-29	.10	0.00
VAR14	10	.38	08	.62	41	. 18	35	.73*	.12	.15	.20
VARI 5	.27	15	.39	118	.96-	3U	1 -38	-,44	. 27	00 1	. 33
VARL6	1 10	1 - 14	-,04	1 -51	185*		32	. 62	01	.24 -,14	~.41
VAR1?	50	1 .04	43	20	1 .36	09	29	04		35	.23
VARIS	1 -41	. 18	- 40	33	.23	33	69-	7,10	27	.32	24
VAR_9	- 36	38	- 33	1 -00	1 - 12	77*	- 53	31	- 03	. 32 I	- 26
VAR20	26 			t	+		+		+		
STAT.										ŀ	
SIAT.		darkad d	arrata	COLLETA:	tions to	firent	at n è	nsoon		1	
STATS	ί.	N=	(Case	rise de	letion o	of miss	ing data	200000			
	·	+		+	+	<u></u>	+		 -		
STAT. BASIC STATS Variable	AWKITS	AWAT 2	AWART A	I AVICTO	AWATO	. WALL	AVVITO	AVIUTA	TANK U		
A	24	.13	10	.27	10	50	.41	36	26	1	
VAR2	.22	-,06	.38	12	.14	.04	.18	.58	.19	ı	
VAR3	.03	.46	08	.39	04	43	.46	.03	32	ı	
VAR4	.03	.07	.62	18	.57	20	33	.60	86*	ļ	
VAR5	.72*	.13	~.41	.96*	85*	.36	.23	.21	~.13		
VAR6	03	06	.18	30	.35	~.09	135	03	.72*	!	
VAR7	04	.01	35	.38	152	24	69*	43	53	!	
VAR8	40	-,17	73*	~,44	. 62	04	1 - 18	. 57	.31		
VAR9	11	.59	.12	-44	07	.04	.62	.21	03		
VAR16	-18	.10	15	00	-Z4	14	133	- 32	.50		
VARII	1 00	0.00	.20	. 53	[~.41	.23	1 - 0E	121	D2 - 26		
VARIZ I	1.00	1.00	- 31	15.	1 14	- 04	1 28	22	06		
LUARY	- 48	1.00	1 00 1	- 32	62	- 03	20	55	53		
VARIA I	61	.15	- 32	1.00	79*1	27	79	.20	- 15		
WAR15	. 52	.14	62	~ 76-	1 1.00	- 31	1 - 33	.26	.49		
VARIT	.08	.04	- 03	.27	31	1.00	31	.32	.03	i	
VAR18	06	.28	- 21	-29	33	31	1.00	26	49	ì	
VAR19	.33	.22	.55	.20	26	.32	126	1.00	.52	i	
VAR20	.03	.06	.53	15	-49	-09	49	- 52	1.00		

جمول (۵۸) الحذور الكامنة

Number of variables:20 Method: Principal components log(10) determinant of correlation matrix: -13.452

NOTE: The raw correlation matrix could not be inverted and was slightly modified: A small constant was added to the diagonal of the correlation matrix until the determinant of the matrix was greater than 1.e-50. All subsequent estimates will not be exact!

Number of factors extracted: 7 Eugenvalues: 5.86748 3.23669 3.09111 2.60487 1.43384 1.19524 1.09000

STAT.	Rigenvalues (vmc.sts) Extraction: Principal components								
Value	% total Cumul. Cu Bigenval Variance Eigenval	unul.							
1 2 3 4 5 6 7	3.236694 16.18347 9.10417 45. 3.091106 15.45553 12.19528 60. 2.604865 13.02432 14.90014 74. 1.433844 7.16922 16.23399 81. 1.195245 5.97622 17.42923 87.	.33738 .52085 .97638 .00070 .16993 .14615 .59613							

جدول (۵۹) التشبعات قبل التدوير

STAT.	! !	Factor Loadings (Unrotated) (Wmc.stm) Extraction: Frincipal components (Marked loadings are > .700000)							
 Variable	Factor	Factor	Factor 3	Factor 4	Factor 5	Factor 6	Factor		
A VAR2 VAR4 VAR5 VAR6 VAR6 VAR7 VAR8 VAR9 VAR11 VAR12 VAR12 VAR14 VAR15 VAR15 VAR15 VAR15 VAR16 VAR17	533486 .262721 533520 573520 669562 .62569 .62569 .656079 .472413 .167615 407023 287042 220415 .622396 .773139 .773139 .701643*	027833 .402452 .387382 .310934 .569227 .291805 .237604 .556017 139237	. 691367 -038678 -038678 653757 -653757 -169229 -169229 -13381 -622786 -381065 -012945 -431029 -316247 -441007 -165496 -518935 -554666	251720 .329726 .329726 .050340 309433 117675 125241 .725272 .651741 .266392 735873* .807042* 341132 081399 .403449 020101 .035512 .189913	030666 .105702 .687729 298317 .088589 .145617	.557514 058455 014108 147755 077486 .024500 080036 060212 027250 151307 308457 .426364 311677 289491 .153331 307888	031490 146058 122785 122785 122785 128437 128437 141466 166789 168323 247590 233608 168323 247590 33608 151628 151628 151628 151628 151628 151628 151628 555967 527860 555967 527860 -		
VAR18 VAR19 VAR20	644631 .332247 .683427	062326 .846642* .489302	.330262 .105788 .142924	.424053 .191436 244400	079673 000133 .124756	.338604 .041478 195792	260396 ; .189338 ; 225034 ;		
Expl.Var		3.236694 .161835	3.091106 .154555	2.604865	1.433844 .071692	1.195245 .059762	1.089996 j .054500 j		

جدول (٦٠) التشبعات بعد التدوير

STAT. FACTOR ANALYSIS		Fac			components		
į i	Factor	Pactor	Factor	Factor	Pactor	Factor	Pactor
Vuriable	j 1 :	į 2	1 3 1	4	5	i 6	į 7
	.360561	. 140040			. 130300	. 636712	.496945
VAR2	024248	1 .242131			1052132		
VAR3	.054738	1 .047522					
			354914	-298440	542136	411425	.353869
VAR4	137092	932644*	166904	033792		. 156944	.124527
VAR5	.948650*		1 .168085	. 126006		.014852	116522
VAR6	114079	1 .183852	884119*		120539	067987	1 -140240
VAR7	.316726	1125873	.771315*		054041	140846	,423474
1 VARB	575278	-059097	481648	.558599	~.051245	. 160162	104659
VAR+	.152978	-214715		.524519	.561083	148669	1 .103996
VAR10	.081034	.817006*		469605	.043450	032551	.043980
VAR11	295906	240948	1 -118130 [.884439*		.149886	025064
VAR12	.781105*		206990 I	261931		. 329200	.010916
VAR13	.064095	-014160	003405	068787	. 969855*		000914
VAR14	484774	.585103	065402 I	.541596	257261	.119516	093798
VAR15	.896033*		1 .143252	.296017	.124476	168137	C52285
VAR16	837874ª		225341	037430	.201247	.054729	.041623
VAR17	.241844	084524	.006474	.112358	016859	. 064342	899623 *
VAR18	.166705	361104	-386829	-426926	.256714	.146911	. 565296
! VARL9	.097247	.615180	092067	. 327683	. 270900	.432831	364855
YARZO	066036	.766752*	538557	.001405	001397	.019744	09ZG83
+		·	·				100
Expl. Var	3.948010	3.391696		2.458840	1.904277	1.935488	1.915127
i Prp.Totl	.197400	.169585	1 .146289 [-124942	.095214	.096774	.095756

جيول (٦١) التشبعات بعد التدوير

STAT. FACTOR AXALYSIS	 	Factor	Loadings (V Extraction: (Marked loa		components	nc.sta)	! !
i Variable	Factor 1	Factor 2	Factor	Pactor 4	Factor 5	Factor 6	Pactor i
A VAR2 VAR3 VAR4 VAR5 VAR6 VAR6 VAR6 VAR6 VAR7 VAR8 VAR1 VAR1 VAR11 VAR14 VAR15 VAR15 VAR17 VAR17 VAR19	.046523 .017631 .080564 -126249 .39395* -394321 .304647 .584379 .130031 .264020 .800245* .07425 .702329 .879876* -827549* .22608 .22658 .22569 .22569 .22698 .22569 .22698 .22698	.044108 .924294 .028426 .180492 -132282 .081657 .224604 .79998* -210365 .057491 .006609 .030939	186566 886505* _773766* 487391 .447506		1.150574 1 - 060547 1 - 0560547 1 - 0578397 1 - 047421 1 - 127085 1 - 047468 1 - 047468 1 - 07782 1 - 187490 1	009073 1 .106674 1 .186912	.342459 .135009 .131492 .140970 .421191 106757 .091242 .059019 045585
VAR20 Expl. Var Prp. rot1	3.890140 .194507	.767789* 3.405505 .170275	2.935061	2.509654 .125483	1.936848 .096842	.016145 1.933408 .096670	1.908610 0.95430

قضايا عامة في التحليل العاملي

يشتمل التحليل العاملى على كل من تحليل العناصر، والتحليل العاملى العام، وأكثر من المعالجات الإحصائية الأخرى، ويعانى التحليل العاملى من التشوش فيما يتعلق بأهدافه وأغراضه، وهذا يؤثر على التفسير.

فتحليل العناصر يعتبر شيئاً بسيطاً وعرضته معظم المناقشات في البداية، وعلى الرغم من ذلك اعتقد أن تحليل العوامل العامة يقترب من حل المسائل التي يرغب معظم الباحثين في حلها بالفعل، ومن ثم فتعلم تحليل العناصر أولاً قد يتداخل بالفعل مع فهم ما هي هذه المشاكل، ولهذا يتم تقديم تحليل العناصر متأخراً إلى حد ما.

وهناك سؤال يتبادر إلى الأذهان، وهُو: ما الذى يمكن أو لا يمكن أن يفعله التحليل العاملي؟

افترض أنك حصلت على درجات على عدد من المتغيرات، وليكن من ثلاثة متغيرات إلى مثات المتغيرات، ولكن غالبا ما بين ١٠-١٠ متغير، وفي الواقع فإننا لا نحتاج إلى الارتباط أو مصفوفة التباين المشترك، وليس إلى الدرجات الخام، فهدف التحليل العاملي هو اكتشاف النماذج البسيطة في صورة العلاقات بين المتغيرات. وبصفة خاصة فهو يسعى إلى اكتشاف ما إذا كانت المتغيرات الملحوظة يمكن تفسيرها إلى حد كبير أو بصورة متكاملة فيما يتعلق بالعدد الكثير الأصغر من المتغيرات الذي يطلق عليه اسم عوامل.

بعض الأمثلة الخاصة بمشاكل التحليل العاملي:

١ - تم اكتشاف التحليل العاملي منذ ما يقرب من ماثة عام مضت عن طريق عالم
 النفس تشارلز سبيرمان الذي افترض أن التنوع الضخم لاختبارات القدرة
 الذهنية، مقايس المهارات الحسابية، المهارات الشفهية الأخرى، المهارات

الفنية، والقدرة على التفكير المنطقى. إلى غير ذلك بالإضافة لمهارات التربية البدنية والرياضية. جميعها كان يمكن تفسيرها عن طريق عامل واحد ضمنى خاص بالذكاء العام الذى يشار إليه بالرمز (ع) وافترض أنه إذا كان يمكن قياس (ع) وإذا كان يمكنك اختيار مجموعة فرعية من الأفراد الذين يحرزون نفس المدرجات في (ع) . أى أنه في المجموعة الفرعية لن تعثر على أية روابط بين أى اختبارات في القدرة الذهنية. وبمعنى آخر، افترض أن (ع) هي العامل الوحيد الشائع في جميع هذه المقايس.

٢ - ضع فى الاعتبار المقايس المختلفة لنشاط الجهاز العصبى اللاإرادى ومعدل ضربات القلب، وضغط الدم.. إلى غير ذلك، ويرغب علماء النفس فى معرفة ما إذا كان باستثناء التذبذب العشوائى، جميع هذه المقايس تتحرك إلى أعلى وإلى أسفل معاً.. أى افترض التنشيط .. أو هل تتحرك إلى أعلى وإلى أسفل مجموعات المقايس التلقائية معاً.. ولكن بصورة منفصلة عن الآخرين؟ أو هل تكون جميع المقايس مستقلة إلى حد كبير؟ وفى أحد المحاولات تم التوصل إلى اكتشاف أنه فى مجموعة بيانات واحدة، على أى نسبة، تتوافق البيانات مع افتراض التنشيط إلى حد ما.

٣ - افترض أن العديد من أنواع الحيوانات (الأرانب، الفتران،الطيور، الضفادع... إلى غير ذلك) تم تدريبها على أن الطعام سيظهر فى بقعة معينة حيث تصدر ضوضاء - أى نوع من الضوضاء - من هذه البقعة، كان يمكنك أن تقول إذا ما كان يمكنهم اكتشاف صوت معين عن طريقة رؤية ما إذا كانوا يتحولون إلى هذا الاتجاه حين يظهر الصوت. ثم إذا قمت بدراسة العديد من الأصوات والعديد من الأنواع، فقد ترغب فى معرفة كم يبلغ عدد الأبعاد المختلفة الخاصة بحدة السمع التى تتفاوت عندها الأنواع، وأحد الافتراضات هو أنها تتفاوت على ثلاثة أبعاد: القدرة على اكتشاف الأصوات ذات التردد المعالى، والقدرة على اكتشاف الأصوات ذات التردد المعالى،

المتوسطة. وعلى الجانب الآخر قد تختلف الأنواع فى قدراتها السماعية فى أكثر من هذه الأبعاد الثلاثة . فعلى سبيل المثال قد تكون بعض الأنواع أفضل فى اكتشاف الأصوات التى تشبه الطرقات الحادة. فى حين تكون أنواع أخرى أفضل فى اكتشاف الأصوات التى تشبه الأزيز المستمر.

- ٤ افترض أن كل فرد من الـ ٥٠٠ فرد، الذى يكونوا جميعا متآلفين مع الأنواع المختلفة من السيارات، يقيمون كل نموذج من نماذج السيارات الـ ٢٠ فى السؤال وإلى أى مدى كنت ترغب فى امتلاك هذا النوع من السيارات؟ فكان يمكننا أن نتساءل بطريقة مفيدة عن عدد الأبعاد التى تختلف عليها التعميمات، وكانت نظرية العامل الأحادى تفترض أن الأفراد يقدمون ببساطة أعلى تقديرات بالنسبة للموديلات الاكثر تكلفة وثمنا. وكانت النظرية ثنائية العامل ستفترض أن بعض الأفراد ينجذبون أكثر إلى الموديلات الرياضية فى حين ينجذب الآخرون إلى الموديلات المترفة.
- ٥ قام رينبشن (١٩٨٦) بدراسة طبيعة حب الاستطلاع عن طريق تحليل أوجه الاتفاق بين طلاب المدارس الثانوية على مجموعة كبيرة من العبارات مثل: «أريد أن أصف كيف تعمل الآلة؟، أو أريد أن أجرب أنواع جديدة من الطعام، وكان التحليل العاملي يحدد سبعة عوامل: ثلاثة عوامل تقيس التمتع بحل المسائل، والتعلم، والقراءة، وثلاثة عوامل تقيس الاهتمامات بالعلوم الطبيعية والفنون والموسيقى، والخبرات الجديدة بصفة عامة، وعامل واحد يشير إلى الاهتمام المنخفض نسبيا بالمال.

الهدف من التحليل العاملي:

يتم استخدام العديد من الطرق الإحصائية لدراسة العلاقة بين المتغيرات التابعة والمستقلة ويكون التحليل العاملى مختلفا. فيتم استخدامه لدراسة نماذج العلاقة بين العديد من المتغيرات التابعة بهدف اكتشاف شىء ما بشأن طبيعة المتغيرات التابعة التى تؤثر عليها على الرغم من أنه لم يتم قياس هذه المتغيرات المستقلة بطريقة مباشرة. ومن ثم تكون الإجابات التى تم الوصول إليها عن طريق التحليل العاملى بالضرورة أكثر افتراضية وتجريبية أكثر مما هو حقيقى عندما يتم ملاحظة المتغيرات المستقلة بطريقة مباشرة. ويطلق على المتغيرات المستقلة المستنتجة اسم العوامل. ويقترح تحليل عاملى عادى إجابات على أربعة أسئلة رئيسية.

 ١ حم عدد العوامل المختلفة التى تكون فى حاجة إليها لتفسير نموذج العلاقات بين هذه المتغيرات.

٢ - ما هي طبيعة هذه العوامل؟

٣ - كيف تفسر العوامل المفترضة بطريقة جيدة البيانات الملحوظة؟

3 - كم يبلغ التفاوت العشوائي أو الفريد الذي يشتمل عليه كل متغير ملحوظ؟
 الاستخدامات المطلقة مقابل الاستخدامات المساعدة:

إن الطريقة المساعدة هى طريقة للتفكير فى موضوع ما يكون ملائما حتى إذا لم يكن حقيقيا بصورة مطلقة، ونستخدم الطريقة حين نتحدث عن شروق الشمس وغيرها كما لو كانت الشمس تتحرك حول الأرض، على الرغم من أننا نعرف أنها لا تفعل ذلك.

ويمكن استخدام بعض الأمثلة لتوضيح الفروق المفيدة بين الاستخدامات المطلقة، والاستخدامات المساعدة للتحليل العاملي.

نستطيع أن نقول أن نظرية سبيرمان عن الذكاء ونظرية تنشيط الوظائف التلقائية هي نظريات مطلقة التي يتم أو تم افتراض أنها تقدم تصورات كاملة عن نموذج العلاقة بين المتغيرات، وعلى الجانب الآخر، لم تدع مطلقا ريستين أن قائمتها المكونة من سبعة عوامل رئيسية عن حب الاستطلاع قدمت وصفا كاملا عن حب الاستطلاع وإلى حد ما تبدو هذه العوامل على أنها أهم سبعة عوامل، وأفضل طريقة لتلخيص مجموعة البيانات.

ويمكن أن يقترح للتحليل العاملي نماذج مطلقة أو مساعدة، ويكمن الفرق في كيفية تفسيرك للمخرجات.

هل التحليل العاملي موضوعي؟

يكون مفهوم الطرق المساعدة مفيدا في فهم خصائص التحليل العاملي الذي يسبب الاضطراب والتشوش للعديد من الأفراد. وقد يطبق العديد من العلماء والتحليل العاملي على مجموعات متشابهة أو حتى متطابقة من المقاييس، وقد يتوصل المرأ إلى ثلاثة عوامل في حين قد يتوصل شخص آخر إلى ستة عوامل، ويتوصل شخص آخر إلى (١٠) عوامل.

وعيل الافتقار إلى الاتفاق إلى أن يناقض جميع استخدامات التحليل العاملى. غير أنه إذا كتب ثلاثة من الكتاب الرحالة إرشادات للسفر إلى دولة ما، وأحدهما قسم الدولة إلى ثلاثة أقاليم، وآخر قسمها إلى ستة أقاليم، وآخر قسمها إلى عشرة أقاليم هل كنا سنقول بأنهم يناقضون بعضهم البعض؟ بالطبع لا. حيث أن الكتاب يستخدمون طرق ملائمة لتنظيم أحد الموضوعات ويقدمون الطريقة الوحيدة الصحيحة للقيام بذلك.

ويناقض المحللون العامليون الذين يصلون إلى استتناجات مختلفة بعضهم البعض فقط إذا ادعوا جميعهم نظريات مطلقة، وليست مساعدة. فكلما قلت العوامل كلما كانت النظرية بسيطة، وكلما زادت العوامل كلما توافقت النظرية مع البيانات بشكل أفضل. وقد يضع العاملون المختلفون اختبارات مختلفة عند الموازنة بين البساطة ضد التوافق.

وتظهر مشكلة توزان مماثلة في انحدار وتحليل التباين، غير أنها بصفة عامة لم تمنع العاملين المختلفين من الوصول تقريبا أو بالضبط إلى نفس التتائج، وعلى أية حال، إذا طبق عاملان تحليل التباين على نفس البيانات، وأسقط كل من العاملين المصطلحات غير ذات الدلالة إلى مستوى يبلغ ٥٠، اذن سيسجل كل منهما بالضبط نفس التأثيرات، وعلى الرغم من ذلك، يكون الوضع مختلفا للغاية في

التحليل العاملى، فبالنسبة للأسباب التى يتم تفسيرها فيما بعد، لا يوجد اختبار ذى دلالة فى تحليل العناصر سيختبر الافتراض الخاص بعدد العوامل، حيث ان الافتراض يتم فهمه بطريقة عادية.

ففى التحليل العاملى العام يوجد مثل هذا الاختبار غير أن فائدته محددة عن طريق الحقيقة التى تذكر أنه يستنتج بصفة متكررة الكثير من العوامل التى يمكن تفسيرها بطريقة مرضية، ومن ثم فالعامل الذى يرغب فى تسجيل العوامل القابلة للتفسير فقط لا يزال متروكاً بدون اختبار موضوعى.

وتظهر قضية مماثلة عند تحديد طبيعة العوامل. فقد يحدد باحثان ستة عوامل، ولكن قد تختلف مجموعتى العوامل، ربما بطريقة جوهرية؛ فقياس الكاتب الرحال يكون مفيدا هنا وأيضاً قد يقسم كاتبان آخران الدولة إلى ستة أقاليم، غير أنهما يعرفان الأقاليم بطريقة مختلفة تماماً.

وقد يكون قياس جغرافي آخر أكثر تطابقاً مع التحليل العاملي، حيث أنه يشتمل على برامج الكمبيوتر التي تم تصميمها لزيادة بعض الأهداف القابلة للقياس إلى الحد الأقصى، ويتم أحياناً استخدام برامج الكمبيوتر لتقسيم اللولة إلى مناطق جماعية تكون متجاورة من الناحية الجغرافية، وتقريبا متساوية في مجموع السكان، وربما متجانسة على أبعاد العرقية أو العوامل الأخرى، وقد يتوصل برنامجان مختلفان خاصان بتصميم المناطق إلى إجابات مختلفة للغاية، على الرغم من أن كلتا الإجابتين تكون منطقية، وهذا القياس إلى حد ما يكون جيد جدا، ونعتقد أن برامج التحليل العاملي لا تفرز إجابات تكون مختلفة عن بعضها البعض كما تفعل برامج قلق المناطق.

التحليل العاملي مقابل التحليل العنقودي والتحليل المتعدد:

ويظهر تحدى آخر للتحليل العاملي من استخدام أساليب أخرى منافسة مثل التحليل العاملي التحليل العاملي التحليل العاملي على مصفوفة الارتباط، فيمكن تطبيق الطرق الأخرى على أنه نوع من أنواع المصفوفات ذات المقايس المتشابهة مثل تقديرات تشابه الوجوه. غير أنه على عكس

التحليل العاملي فلا يمكن لتلك الطرق أن تتوافق مع خصائص فريدة معينة لمصفوفات الارتباط مثل انعكاسات المتغيرات. فعلى سبيل المثال، إذا عكست أو قلبت اتجاه إحراز اللدجات في مقياس «الانطوائية» مثل بحيث تشير اللدجات العالية إلى «الانبساطية» بدلاً من «الانطوائية» إذن تعكس رموز جميع روابط هذا المتغير فتصبح - ٣٦ + ٣٦ وهكذا. وكانت هذه الانعكاسات ستغير بالكامل مخرجات التحليل العنقودي أو المقياس ذي الأبعاد المتعددة، في حين يُعرف التحليل العاملي الانعكاسات كما هي، وكانت الانعكاسات ستغير رموز «تحميلات العامل» في أي متغير انعكاس، غير أنها لا تغير أي شيء آخر في مخرجات التحليل العاملي.

ومن المزايا الأخرى للتحليل العاملي أكثر من الطرق الأخرى هو أن التحليل العاملي يمكن أن يتعرف خصائص معينة للروابط.

فعلى سبيل المثال، إذا كانت المتغيرات (أ، ب) يرتبطان بـ٧, مع المتغير (ج) ويرتبطان بـ ٤٩, ومع بعضها البعض، فيمكن للتحليل العاملي أن يعترف بأن (أ، ب) يرتبطان بـ صفر حين يتم اعتبار (ج) ثانيا وذلك لأن ٧٧, = ٤٩, في حين لا يكون للقياس المتعدد الأبعاد والتحليل العنقودي القدرة على التعرف على مثل هذه العلاقات حيث يتم معاملة الروابط على أنها مجرد مقاييس تشابه أكثر من كونها روابط.

ولا نقول أن هذه الطرق الأخرى لم يتم تطبيقها مطلقا على مصفوفات الارتباط، فأحيانا تعزز وجهات نظر لا تكون متوافرة فى التحليل العاملى. غير أنها لا تجعل فى النهاية التحليل العاملى مطلقا. ويتناول الجزء التالى هذه النقطة.

العوامل التي تميز المتغيرات مقابل العوامل التي تشكل المتغيرات:

حين يقول شخص ما بطريقة عرضية أن مجموعة المتغيرات يبدو أنها تعكس مجرد عامل واحد فيوجد العديد من الأشياء قد يصفوها لا علاقة لها بالتحليل العاملي. فإذا قمنا بصياغة العبارات بدقة أكثر فسيتحول الأمر إلى أن عبارة أن مجرد عامل واحد يميز هذه المتغيرات يمكن أن تعنى أشياء عديدة مختلفة، ليس منها

ما يتطابق مع النتيجة التحليلية العاملية التي تذكر أن المجرد عامل واحد يشكل هذه المتغيرات.

وأحد المعانى المحتملة لعبارة (قييز) هو أن مجموعة من المتغيرات جميعها ترتبط بدرجة عالية مع بعضها البعض غير أنها تختلف في معانيها. ويمكن أن يظهر معنى متشابه في حالة مختلفة. فضع في الاعتبار العديد من الاختبارات أ،ب، ج.، د. التي تقوم باختيار القدرة الفعلية التي تم تصورها على نطاق متسع غير أنها تتزايد في صعوبة الترتيب، وقد تكون أعلى روابط بين الاختبارات هي التي بين العبارات المتقاربة في هذه القائمة (أ أب، ر ب ج) في حين يكون أدني ارتباط بين العبارات في النهاية المتقابلة للقائمة (أ أ ه وقد يقول أحد الأشخاص الذي لاحظ أن هذا النموذج الخاص بالراويط بين العبارات أن الاختبارات (يمكن أن يتم وضعها في ترتيب بسيط) أو تختلف في عامل واحد فقط، غير أن هذه التتيجة ليس لها علاقة بالتحليل العاملي فلن تشتمل هذه الاختبارات المجموعة من الاختبارات على مجرد عامل واحد عام.

وقد تظهر هذه الحالة الثالثة من التصنيف، إذا كان المتغير (أ) يؤثر على المتغير (ب) الذى يؤثر على المتغير (ب) الذى يؤثر على (د) وهذه هى المؤثرات الوحيدة التى تربط بين هذه المتغيرات ومرة أخرى كان سيكون أعلى ارتباط (ر أ ب، ر ب جـ، ر جـ د) فى حين كان سيكون أدنى ارتباط (ر أ د) وقد يستخدم أحد الأفراد نفس العبارات المستشهد بها لوصف هذا النموذج من الروابط، ومرة أخرى ليس له علاقة بالتحليل العاملي.

والحالة الرابعة هي حالة خاصة في جميع الحالات السابقة:

مقياس جوتمان الكامل. فتتلائم مجموعة من البنود المتشعبة «المتفرعة» مع مقياس جوتمان إذا أمكن تنظيم البنود بحيث تشير الإجابة السلبية على أى بند إلى الإجابة السلبية على جميع البنود التالية، في حين تشير الإجابة الإيجابية على أى بند إلى الإجابة الإيجابية على جميع البنود السابقة. وإليك مثال عادى فابحث هذه البنود.

- هل أنت أكثر من ٥ أقدام وبوصتين في الطول؟
- هل أنت أكثر من ٥ أقدام و٤ بوصات في الطول؟
- هل أنت أكثر من ٥ أقدام و ٦ بوصات في الطول؟

ولكى يكون مناسباً، فالشخص الذى سيجيب بطريقة سلبية على أى بند من هذه البنود يجب أن يجيب بطريقة سلبية على جميع البنود الأخيرة، وتشير الإجابة إلى أن جميع الإجابات السابقة يجب أن تكون إيجابية بالنسبة لأحد الأمثلة غير العادية، ثم يبحث بنود الاستفتاء التالى:

- هل ستخفف دولتنا قيود الحركة التجارية مع الدولة «پ،؟
 - هل سيصدر البنكان المركزيان في بلدنا عملة موحدة؟
 - هل ستصبح جيوشنا واحدة؟
 - هل سننصهر مع الدولة «ب»، ونصبح دولة واحدة؟

فإذا ظهر أن هذه البنود كانت تشكل مقياس جوتمان الكامل، كان سيكون من السهل وصف اتجاهات الأفراد تجاه الدولة (ب، وحين تشكل مجموعة البنود مقياس جوتمان بطريقة مثيرة، فهى لا تشير أن التحليل العاملي كان سيكتشف عامل واحد مشترك، ويشير مقياس جوتمان أن عامل واحد يميز مجموعة من البنود (مثل تأييد التعاون مع الدولة (ب، وليس أن عامل واحد يشكل هذه البنود).

وبتطبيق المقياس المتعدد الأبعاد على مصفوفة الارتباط كان يمكن اكتشاف جميع هذه النماذج البسيطة من الفروق بين المتغيرات ومن ثم يسعى القياس ذو الأبعاد المتعددة إلى عوامل تميز بين المتغيرات في حين يبحث التحليل العاملي عن عوامل تشكل المتغيرات وقد يبلغ أحيانا القياس بدرجة البساطة في حين لا يبلغ التحليل العاملي أي شيء، وقد يصل التحليل العاملي إلى البساطة في حين لا يصل القياس إلى أي شيء.

التحليل العاملي بين الطريقة والمنهج :

إذا كان للمنهج الإحصائي تاريخاً غير واضح فإن التحليل العاملي هو ذلك المنهج، وفي عام ١٩٥٠، كانت سمعة التحليل العاملي تعاني من الرواج الزائد عن الحد من جانب أقلية من الموالين المفرطين في حماسهم، وعند استعادة الأحداث الماضية كانت توجد ثلاثة أشياء خاطئة في الطريقة التي كان يفكر بها الأفراد في التحليل العاملي في هذا الوقت. أولاً، كان يبدو أن بعض الأفراد يرون التحليل العاملي باعتباره طريقة إحصائية أكثر من كونه منهجاً إحصائيا. ثانيا، كانوا يفكرون في العبارات المطلقة الخاصة بالمسائل التي كانت ستكون فيها الطريقة المساعدة ملائمة. ثالثا، كانوا يفكرون في مجموعات شاملة من المتغيرات (نحن نرغب في فهم الشخصية الإنسانية «الإنسانية» أكثر من «نحن نرغب في هم طبيعة نرغب في هم طبيعة العاملي إلى أبعد مما كان في قدرته أن يصل إليه، وفي الحقب الحديثة يبدو أن التحليل العاملي قد عثر على مكانه الصحيح باعتباره عائلة من الطرق تكون مفيدة البلسبة لأغراض معينة محدودة.

المفاهيم والمبادئ الرئيسية للتحليل العاملي:

يبدأ عادة التحليل العاملي بمصفوفة الارتباط التي أشير إليها وبـ (ر) وفيما يلى مصفوفة ارتباط × 0 أشير إليها بـ ر 00.

وتخيل أن هذه روابط بين خمسة متغيرات تقيس القدرة الذهنية وتكون المصفوفة ر ٥٥ متسقة تماماً مع الافتراض الخاص بالعامل الواحد المشترك «جها الذي يكون ارتباطه مع المتغير الملحوظ (٥) على التوالى: ٩,، ٨,، ٩,، ٥,، ولمعرفة السبب ابحث الصياغة الخاصة بالارتباط الجزئى بين المتغيرين أ، بوقم بتجزئة المتغير الثالث (ج).

جدول (۱۲)

	3	-	ŗ	į	
, £0 , £.	,08 ,8A ,8Y	, ٦٣ , ٥٦ 1,	۲۷, ۱,۰۰	۱,۰۰ ۷۲, ۳۲,	۱ ب ج
,٣· 1,··	۱,۰۰ ۳۰,	, £Y , ۳0	, £ A	,0£	د هـ

(1.7 + (1.7 +

وتوضح هذه الصباغة أن صفر = رأ ب.ج إذا كانت رأب= رأ ج رب. ج فالحاصية الأساسية للمتغير لكى يعمل باعتباره العامل العام ج وأن أى ارتباط جزئى بين متغيرين ملحوظين يجزآن ج يكون صفر . ولهذا إذا أمكن تفسير مصفوفة الارتباط عن طريق العامل العام ج، سيكون حقيقيا أنه يوجد بعض مجموعات من الروابط الخاصة بالمتغيرات الملحوظة مع ﴿ج﴾ لدرجة أن ناتج أى اثنين من هذه الروابط تعادل الروابط بين متغيرين ملحوظين. غير أن المصفوفة ر٥٥ لها بالضبط هذه الخاصية.

بمعنى أن أى انحراف عن المدخل القطرى هو نتاج مدخلات فى الصف ٩، ٨، ٧، ٦، ٥ فعلى سبيل المثال.

يكون المدخل فى الصف (١) والعمود (٣) هو ٧×٩ أو ٦٣, ، ومن ثم تلائم المصفوفة ر ٥٥ بالضبط الافتراض الخاص بالعامل الواحد المشترك. فإذا ما توصلنا إلى هذا النموذج في مصفوفة ارتباط حقيقية، فما الذي كنا سنعرضه بالضبط؟.

أولاً: يتم استنتاج وجود العامل أكثر من ملاحظته. لن نكون بالتأكيد مضطرين لإثبات أن الدرجات على هذه المتغيرات الخمسة تتأثر بعامل مشترك واحد. وعلى الرغم من هذا، فهذا هو أبسط أو أكثر الفروض اقتصادا التي تلائم غوذج الروابط الملحوظة.

ثانيا : سيكون لدينا تقريرا للارتباط العاملي مع كل متغير من المتغيرات الملحوظة، ولهذا يمكننا أن نقول شيئاً بشأن طبيعة العامل، على الأقل من ناحية ما يكون مرتبطا بدرجة عالية أو لا يكون مرتبطا به. وفي هذا المثال فإن القيم ٩-، ٨-، ٧، ، ٥, وهي تلك الروابط التي تم تقديرها.

ثالثا: كان لا يمكننا قياس العامل من ناحية استنتاج درجة كل شخص بالضبط على العامل. غير أنه يمكننا إذا كانت لدينا الرغبة في استخدام طرق الانحدار المتعدد لتقدير درجة كل شخص على العامل من درجاتهم على المتغيرات الملحوظة.

وتعتبر الصفوفة ر ٥٥ فى الواقع هى أبسط مثال محتمل عن تحليل العامل المشترك، وذلك لأن الروابط الملحوظة تكون متسقة تماماً مع أبسط افتراض للتحليل العاملى المحتمل. وهو افتراض العامل الواحد المشترك. وقد لا تلائم بعض مصفوفات الارتباط الأخرى افتراض العامل الواحد المشترك، ولكن قد تلائم الافتراض الخاص بعاملين أو ثلاثة أو أربعة عوامل مشتركة.

وكلما قلت العوامل، كلما كانت الفروض أبسط، وحيث أن الفروض البسيطة بصفة عامة لها أولوية منطقية علمية أكثر من الفروض المعقدة، فيتم اعتبار الفروض التي تشتمل على عوامل أقل مفضلة عن تلك الفروض التي تشتمل على الكثير من العوامل . بمعنى أنك على الأقل تقبل أبسط الفروض بطريقة تجريبية «أى تشتمل على أقل العوامل» التي لا تناقضها بصورة واضحة مجموعة الروابط الملحوظة

وقبل العديد من الكتاب افتراض أن «م) تشير إلى العدد المفترض من العوامل المشتركة.

وبدون الدخول بعمق فى الرياضيات، يمكننا القول أن التحليل العاملى يحاول التعبير عن كل متغير باعتباره مجموع الأجزاء المشتركة والفريدة، وتكون الأجزاء المفردة غير مترابطة مع بعضها البعض. ويمكن الحكم على الدرجة التى تتلاءم بها مجموعة بيانات معينة مع هذه الحالة من تحليل ما يطلق عليه عادة اسم «مصفوفة الارتباط المتبقى».

ويكون اسم هذه المصفوفة مضللاً إلى حد ما، وذلك لأن المداخل فى المصفوفة ليست عادة روابط وإذا كان هناك أى شك فى ذهنك بشأن بعض نسخ معينة فابحث عن المداخل القطرية فى المصفوفة مثل «ارتباط» المتغير الأول مع نفسه، والثانى مع نفسه إلى غير ذلك فإذا لم تكن هذه المداخل القطرية جميعها لا تصل إلى «١» بالضبط، إذن فالمصفوفة المستخلصة ليست مصفوفة ارتباط. وعلى الرغم من ذلك يمكن تحويلها عادة إلى مصفوفة ارتباط عن طريق قسمة كل من البعد على المدخل القطرى وفقا للجذور التربيعية للمدخلين القطرين المطابقين. فعلى سبيل المثال، إذا كان المدخلان الأولين «٣٦»، ، ، ، ، ، ويكون البعد عن المدخل القطرى فى الافتراض [١، ٢] هو ٣، إذن يبلغ الارتباط المتبقى ٣، (٨، ، ،) . - ، ، (٨، ،)

والروابط التى تم اكتشافها بهذه الطريقة هى روابط كان سيسمح بها بين الأجزاء «الفريدة» للمتغيرات من أجل جعل الأجزاء المشتركة من المتغيرات تلائم الفرض الخاص بالعوامل المشتركة. فإذا كانت هذه الروابط التى تم حسابها عالية للغاية لدرجة أنها لا تكون متسقة مع الافتراض الذى يذكر أنها تكون صفر فى المجموعة، إذن يتم رفض الافتراض الخاص بالعوامل المشتركة. وزيادة العوامل المشتركة دائماً ما يخفض هذه الروابط، ومن ثم ينتج افتراض يكون أكثر اتساقا مع البيانات.

ونحن نرغب فى أن نكتشف أبسط الفروض «أى أقل من العوامل المشتركة» المتسقة مع البيانات، وفى هذا المجال يمكن مقارنة التحليل العاملى مع أحداث التاريخ العلمى التى استغرقت حقباً أو قروناً لكى تتطور، وأدرك «كويرنيكس» أن الأرض والكواكب الأخرى تدور حول الشمس، غير أنه افترض أولاً أن مداراتهم كانت دائرية. وأدرك بعد ذلك كبيلر أن المدارات تم وصفها بشكل أفضل باعتبارها قواطع «Ellipses» فالدائرة هى شكل أبسط من القاطع، ولهذا يوضح هذا الحدث من التاريخ العلمى النقطة العامة التى تبدأ بها نظرية بسيطة وبالتدريج تجعلها أكثر تعقيدا لتلاثم بشكل أفضل البيانات.

ويمكن ملاحظة نفس المبدأ في تاريخ علم النفس التجريبي. ففي حقبة الأربعينات اعتقد علماء النفس التجريبيون أن جميع المبادئ الأساسية للتعلم كان يمكن اكتشافها عن طريقة دراسة الفئران في المتاهات. واليوم يتم اعتبار وجهة النظر هذه مفرطة في البساطة بطريقة ساخرة. غير أنها توضح النقطة العلمية العامة التي تكون منطقية لأن نبدأ بها نظرية بسيطة ثم ننتقل بالتدرج إلى أكثر النظريات صعوبة فقط حين يصبح واضحا أن النظرية السيطة تفشل في أن تتلاءم مع البيانات.

ويمكن تطبيق هذا المبدأ العلمى العام داخل التحليل العاملى المفرد بأبسط نظرية محتملة (عادة العوامل المشتركة = ١) وقم باختبار التلاءم بين هذه النظريات والبيانات ثم قم بزيادة العوامل المشتركة كلما احتاج الأمر إلى ذلك فكل زيادة فى العوامل المشتركة تنتج نظرية تكون أكثر تعقيدا غير أنها ستلائم البيانات بشكل أفضل، وتوقف حين تعثر على نظرية تتلاءم مع البيانات بصورة ملائمة.

فالاشتراك بين كل متغير ملحوظ هو ارتباطه التربيعي الذي تم تقديره مع الجزء المشترك الخاص به - أى نسبة التباين في هذا المتغير الذي يتم تفسيره عن طريق العوامل المشتركة. فإذا قمت بتنفيذ التحليلات العاملية بالعديد من القيم المختلفة للعوامل المشتركة، كما تم اقتراح ذلك فيما سبق، فتكتشف أن الأشياء المشتركة تزيد بصفة عامة مع العوامل المشتركة غير أنه لا يتم استخدام الأشياء المشتركة

لاختيار القيمة النهائية للعوامل المشتركة. ولا يتم تفسير الأشياء المشتركة المنخفضة باعتبارها أدلة على أن البيانات تفشل في أن تتلاءم مع الفرض، بل فقط باعتبارها أدلة على أن المتغيرات التي تم تحليلها للديها التحليل من الأشياء المشتركة مع بعضها البعض، ومعظم برامج التحليل العاملي تقيم أولاً الأشياء المشتركة في كل متغير باعتبارها روابط تربيعية متعددة بين هذا المتغير والمتغيرات الأخرى في التحليل، ثم تستخدم إجراء متكرر للعثور بشكل تدريجي على التقرير الأفضل.

وقد یستخدم التحلیل العاملی إما الروابط أو التباینات المشترکة، فالتباین المشترک (Covarilance) بین متغیرین برقم ت، ث هو أزمنة ارتباطهم مع انحرافهم المعیاری و رت ث ت ش ش حیث تکون رت ث هی ارتباطهم و ت ش هما انحرافاتهم المعیاریة.

ولا يكون للتباين المشترك أى معنى جوهرى هام، وحيث ان أى متغير يربط الله مع نفسه، فأى تباين مشترك للمتغير مع نفسه هو تباينه، مربع انحرافه المعيارى، ويمكن الاعتقاد أن مصفوفة الارتباط هى مصفوفة من التباينات والتباينات المشتركة دوبدقة أكثر ومصفوفة التباين المشترك لمجموعة من المتغيرات التى تم ضبطها بالفعل مع الانحرافات المعيارية التى تبلغ دا) صحيح، ولهذا غالبا ما ستحدث عن مصفوفة التباين المشترك حين نعنى فى الواقع إما مصفوفة الارتباط أو التباين المشترك، وسوف نستخدم درا للإشارة إما إلى مصفوفة الارتباط أو التباين المشترك للمتغيرات الملحوظة، وهذا يكون غير ملائم باعتراف الجميع، غير أن المصفوفة التى تم تحليلها هى دائماً إلى حد ما مصفوفة الارتباط، وكما سنفسر فيما بعد ذلك.

تحليل وتركيب المصفوفة ،

من خلال هذا الجزء الاختيارى نقدم تفصيلات عن رياضيات التحليل العاملى. وافترض أنك متآلف مع النظرية الرئيسية للتباين في أن مجموع المربعات للمتغير التابع (س) يمكن تجزئتها إلى نموذج وعناصر متبقية. وفي التحليل العاملي

ذى الاتجاهين للتباين مع تكرارات للخلية المتساوية، فيمكن تجزئة نموذج مجموع المربعات إلى صفوف وأعمدة وعناصر تفاعلية.

فالنظرية الرئيسية للتحليل العاملي هو أنه يمكنك عمل شيء ما متشابها مع مصفوفة التباين المشترك الرئيسية للتحليل فمصفوفة التباين المشترك الرا سيمكن تجزئتها إلى الم المناها الذي يتم تفسيره عن طريق مجموعة من العوامل، والجزء المفرد الى الذي لا يتم تفسيره عن طريق هذه العوامل. وفي مصطلح المصفوفة والله عني أن كل مدخل في المصفوفة الرا هو مجموع المداخل المتطابقة في المصفوفات الله ي .

وكما فى تحليل التباين ذى تكرارات الخلايا المتساوية يمكن تفكيك العنصر «ل» الذى تم تفسيره إلى أكثر من ذلك.

ويمكن تفكيك اله إلى مصفوفات العنصر ١١، ١٧. . إلى غير ذلك . التى تم تفسيرها عن طريق العوامل الفردية ، وكل عنصر من عناصر العامل الأحادى هذا الله ت تعادل الناتج الخارجي للعمود الخاص (بأحمال العامل) والناتج الخارجي لعمود الأرقام هي المصفوفة التربيعية التي تم تشكيلها عن طريق ترك المدخل ك ي في المصفوفة ليعاد ناتج المدخلات ك ، ي في العمود.

ومن ثم إذا كانت العمودية المدخلات ٩,، ٨,، ٧,، ٦,، ٥, كما في المثال السابق، فناتجه الخارجي هو.

جدول (٦٣)

٥	ź	٣	ſ	1	المتغيرات
, 80	,08	۳۳,	,۷۲	,۸۱	1
, ٤ -	, ٤٨	,٥٦	,٦٤	,۷۲	۲
,۳٥	, ٤٢	, ٤٩	,٥٦	۳۳,	٣
,۳۰	,٣٦	, ٤٢	, ٤٨	,08	٤
,40	۳۰,	,۳٥	,٤٠	, ٤٥	٥

وفيما سبق ذكرنا الانحراف عن المداخل القطرية في هذه المصفوفة ولم نذكر المداخل القطرية. وكل مدخل قطرى في الواقع في المصفوفة «ل ت» هو مقدار التباين في المتغير المتطابق الذي فسره هذا العامل.

ففى المثال يرتبط العامل العام "ج، ٩, مع المتغير الملحوظ الأول، بحيث يكون مقدار التباين الذى تم تفسيره فى هذا المتغير ٩, أو ٨١, وهو المدخل القطرى الأول فى هذه المصفوفة.

وبمراجعة المثال يوجد عامل مشترك واحد، بحيث تكون المصفوفة ك في هذا المثال «تمت الإشارة إليها على أنها «ك ٥٥٥ك،، ولهذا فإن المصفوفة المتبقية «ى» في هذا المثال «تمت الإشارة إليها على أنها «ي٥٥٠» هي ر ٥٥٠ ك = ي٥٥٠.

وهذا يقدم المصفوفة التالية لـ (ى ٥٥).

جدول (١٤)

٥	í	٣	r	1	
,	, , ,	, · · , · · , o l	,·· ,٣٦ ,··	,19	\ \ \ \ \ \ \
,٧٥	,	,	,	,	

والمصفوفة السابقة هى مصفوفة التباين المشترك الخاص بالمتغيرات التى لم يتم تفسيرها عن طريق هذا العامل. وكما ذكرنا فيما سبق، فإن جميع المداخل البعيدة عن القطر الـ«ى ٥٥» تكون صفراً، والمداخل القطرية هى مقدار التباين الذى لم يتم تفسيره أو المفرد فى كل متغير.

وغالبا ما تكون ك هى مجموع المصفوفات العديدة «ك ت» وليس مجرد مصفوفة واحدة في هذا المثال. وعدد مصفوفات «ك» التى تجمع مع «ك» هى ترتيب المصفوفة «ك»، وفي هذا المثال يكون ترتيب «ك» واحد. ويكون ترتيب «ك» هو عدد العوامل المشتركة في هذا النموذج. فإذا حدد عدد معين من العوامل، إذن سيتج برنامج التحليل العاملي مصفوفتين «ك» يه اللتين يتم جمعهما على مصفوفة الارتباط أو مصفوفة التباين المشترك الأصلي «ر» مما يجعل ترتيب «ك» يعادل ترتيب العوامل، وكلما ازداد تحديد عدد العوامل كلما اقتربت «ك من ر» فإذا حددت أن عدد العوامل تساوى عدد المتغيرات = حيث «أ» هي عدد المتغيرات في المصفوفة، إذن فكل مدخل في «ك» سيساوى بالضبط المدخل المتطابق في «د» تاركا

اعتبارها مصفوفة تبلغ صفر. والفكرة هي رؤية إلى أي مدى منخفض يمكنك
 تحديد عدد العوامل مع استمرار تقديم اك لتقريب معقول إلى ار».

عدد العوامل والمتغيرات:

كلما كان تركيب العامل واضحا، كلما نقص حجم العينة الضرورية لاكتشافه. غير أنه كان سيكون من أصعب اكتشاف حتى تركيب عامل واضح وبسيط للغاية مع ما لا يقل من ما يقرب من ٥٠-١٠٠ حالة أو أزيد، كانت ستكون أكثر تفضيلا بالنسبة للتركيب الأقل وضوحا.

وتكون القواعد بشأن عدد المتغيرات مختلفة تماماً بالنسبة للتحليل العاملى أكثر من اختلافها بالنسبة لتحليل الانحدار. ففى التحليل العاملى يكون من الملاثم وجود العديد من المتغيرات الكثيرة عن الحالات.

وفى الواقع فحين نتحدث بصفة عامة فالمزيد من المتغيرات هى الأفضل طالما أن المتغيرات تظل وثيقة الصلة بالعوامل الضمنية.

كم عدد العوامل؟

يضيف هذا الجزء قانونين لاختبار عدد العوامل. وسيُصاب القُراء المتآلفين مع التحليل العاملي بالدهشة لانهم لن يجدوا أى تلميح عن قاعدة «الجذر الكامن» المألوفة التى وضعها كايزر أو اختبار الاكثر عمومية الذى وضعه كاتل.

ومن القاعدتين اللتين يتم مناقشتهما في هذا الجزء، نستخدم الأولى اختبار شكلى ذى دلالة لتحديد عدد العوامل المشتركة فلتقل أن (ن) تشير إلى حجم العينة، (م) عدد المتغيرات (ل) عدد العوامل وأيضاً تشير (رى) إلى مصفوفة (ي) للبواقي التي تم تحويلها إلى مصفوفة الارتباط (رى) وهي عاملها المحدد وأن (أن) (1/1 رى 1) هي اللوغاريتم الطبيعي لتناول هذا العامل المحدد. لتطبيق هذه القاعدة راجم (محكات تدوير العوامل).

والصعوبة الرئيسية فى هذه القاعدة أنه فى تجربتنا، مع العينات الكبيرة إلى حد ما تؤدى إلى المزيد من العوامل أكثر مما يمكن تفسيره بطريقة ناجحة. ويوصى المؤلفون بطريقة بديلة؛ فلقد كانت هذه الطريقة غير عملية فى وقت من الأوقات غير أنها اليوم فى المتناول.

وقم بتنفيذ التحليلات العاملية مع القيم المختلفة للعوامل، وأكمل التدوير وقم باختيار واحدة تقدم لك أكثر الطرق جاذبية.

تدوير المحاور:

فى المثال الخاص بحب الاستطلاع، ذكرت العوامل الفردية التى وضعها روبنستين: الاستمتاع بالقراءة، الاهتمام بالعلوم. إلى غير ذلك، فالتدوير هو خطوة فى التحليل العاملى تتبح لك تحديد أسماء أو تصورات العامل الهادفة مثل تلك:

الدالات الطويلة لعوامل التنبؤ ،

ولفهم التدوير، أولاً ابحث المشكلة التى لا تتضمن التحليل العاملى، وافترض أنك ترغب فى التنبؤ بدرجات طلاب الكلية «جميعهم فى نفس الكلية» فى العديد من الدورات المختلفة، من درجاتهم فى اختبارات المهارة العامة «الشفهية» و«الحسابية» ولوضع صياغات تنبؤية، فلديك مجموعة من البيانات السابقة تتكون من درجات العديد من فئات الطلاب السابقين فى هذه الدورات، بالإضافة إلى درجات هؤلاء الطلاب فى اختبارات الحساب والاختبارات الشفهية.

وللتنبؤ بدرجات هؤلاء الطلاب كان يمكنك استخدام هذه البيانات عن الطلاب السابقين لتتوافق مع سلسلة من الانحدارات المتعددة ذات المتغيرين، وكل انحدار يتنبأ بالدرجة في دورة واحدة من الدرجات على اختبارى المهارة.

والآن افترض أن الباحث يقترح جمع كل درجة من درجات الطلاب الشفهية والحسابية للحصول على مزيج من درجة المهارة «الأكاديمية» وقم بتدوين الفروق بين الدرجات الشفهية والحسابية لكل طالب للوصول إلى المتغير الثاني «الفروق الشفهية والحسابية ويقترح المؤلفون إجراء نفس المجموعة من تحليلات الانحدار للتنبؤ بالدرجة المدرسية في الدورات الفردية».

وباستثناء استخدام المهارة «الأكاديمية» والفروق الشفهية والحسابية باعتبارهم عوامل تنبؤ في كل انحدار بدلاً من الدرجات الشفهية والحسابية الأصلية.

وفى هذا المثال كنت ستحصل بالضبط على نفس عوامل التنبؤ من درجات الدورة من هاتين العائلتين من عائلات الانحدار، فاحداهما يتنبأ بالدرجات الدراسية فى الدورات الفردية من الدرجات الشفهية والحسابية، والآخر يتنبأ بنفس الدرجات الدراسية من درجات المهارة الأكاديية والفروق الشفهية والحسابية، وفى الواقع كنت ستحصل على نفس التنبؤات إذا شكلت مزيج من ٣ درجات فى الحساب + ٥ فى الشفهى، و٥ فى الشفهى + ٣ فى الحساب وقمت بإجراء سلسلة من تحليلات الانحدار المتعدد ذى المتغيرين الذى ينبأ بالدرجات الدراسية من هذين المزيجين. فجميع هذه الأمثلة هى دالات طولية للدرجات الشفهية والحسابية الأصلية.

والنقطة الرئيسية أنه إذا كان لديك متغيرات عامل التنبؤ واستبدلت عوامل التنبؤ الأصلية بالدالات الطولية لعوامل التنبؤ هذه فإنك لن تحصل بصفة عامة أو تخسر أى معلومات وكان يمكنك إذا كان لديك الرغبة استخدام الدرجات على الدالات الطولية لبناء الدرجات على المتغيرات الأصلية. غير أن الانحدار المتعدد يستخدم أية معلومات تكون لديك بطريقة مثالية «كما تم قياسهما عن طريق جمع الأخطاء الربيعية في العينة الحالية» للتنبؤ بمتغير جديد «مثل الدرجات الدراسية في دورة معينة».

وحيث أن الدالات الطولية تشتمل على نفس المعلومات مثل المتغيرات الأصلية، فستحصل على نفس التنبؤات ما كان سالفاً.

وحيث أننا نضع فى الاعتبار أنه يوجد العديد من الطرق للحصول على نفس التنبؤات بالضبط، فهل توجد أية ميزة فى استخدام مجموعة واحدة من الدالات الطولية أكثر من غيرها؟ نعم، يوجد.

فقد تكون مجموعة واحدة أبسط من أخرى، وقد يمكن زوجان معينان من الدالات الطولية من التنبؤ بالعديد من الدرجات الدراسية فى الدورة من مجرد متغير واحد ألى دالة طولية واحدة اكثر من التنبؤ من اثنين. فإذا اعتبرنا تحليلات الانحدار ذات العدد الأقل من متغيرات عوامل التنبؤ باعتبارها أبسط، يمكننا طرح مثل هذا السؤال. من جميع الأزواج المحتملة لمتغيرات عوامل التنبؤ التى كانت ستقدم نفس التنبؤات، فأيهما أبسط فى استخدامه، من ناحية تقليل عدد متغيرات عوامل التنبؤ الضرورية فى الانحدار العادى إلى الحد الأدنى؟ وكما يمكن أن يقال أن زوجين من متغيرات عوامل التنبؤ التى تزيد بعض مقايس البساطة إلى الحد الأقصى بهما تركيب بسيط.

وفى هذا المثال الذى يشتمل على الدرجات الدراسية، قد يكون لديك القدرة على التنبؤ بالدرجات الدراسية فى بعض الدورات بالضبط من درجات الاختبار الشفهى فقط، وتتنبأ بالدرجات الدراسية فى الدورات الأخرى بالضبط فى درجات الحساب فقط فإذا كان الأمر هكذا إذن كنت ستصل إلى البناء الأبسط فى تنبؤاتك أكثر مما لو كنت استخدمت كل من الاختبارين لجميع التنبؤات.

التركيب البسيط في التحليل العاملي:

تُطبق نقاط الجزء السابق حيث تكون متغيرات عامل التنبؤ عوامل. فإذا كان لدينا مجموعة عوامل باعتبارها مجموعة من المتغيرات المستقلة أو متغيرات عامل التنبؤ وكان لدينا المتغيرات الملحوظة باعتبارها مجموعة من المتغيرات التابعة أو متغيرات المعيار. ضع في الاعتبار مجموعة من تحليلات الاتحدار المتعدد. وكل تعليل يتنبأ بمتغير واحد من المتغيرات من جميع العوامل. وكان يطلق على المعاملات القياسية في هذه المجموعة من الاتحدار التي تشكل مصفوقة المتغيرات × المعوامل. وهي مصفوقة أحمال العامل. وإذا قمنا باستبدال العوامل الأصلية بمجموعة المدالات الطولية لهذه العوامل. كنا سنحصل بالضبط على نفس التنبؤات مثل ما كان سالفاً . غير أن مصفوقة حمل العامل كانت ستكون مختلفة ، ولهذا يكتنا أن نسأل أي من العديد من المجموعات المتحملة للدالات الطولية التي قد نستخدمها تفرز أبسط مصفوقة لحمل العامل ، وعلى درجة الانحدار سنحدد البساطة على أنها عدد المدخلات التي تبلغ صفر أو تقترب من الصفر في مصفوقة حمل العامل .

وكلما ازداد عدد الأصفار كلما كان البناء أبسط فالتدويـــر لا يعتبر المصفوفــة (ل، ى) على الإطلاق بل يغير مصفوفة حمل العامل.

وفى الحالة الشديدة من البناء البسيط، فكل متغير من المتغيرات التابعة سيكون به مدخل واحد كبير فقط، بحيث يمكن تجاهل جميع المدخلات الأخرى غير أن هذا كان سيكون بناء أبسط أكثر مما كنا سنتوقع عادة الوصول إليه. على أية حال ففى العالم الحقيقى لا يتأثر كل متغير بمتغير آخر واحد فقط. إذن اطلق اسماً على العوامل بالتوالى بناءً على فحص أحمالهم.

وفى تحليل العامل المشترك فإن عملية التدوير تكون فى الواقع إلى حد ما أكثر اختصاراً بما أشرت إليه هنا، وذلك لأنك تعرف فى الواقع الدرجات الفردية للحالات على العوامل، وعلى الرغم من ذلك فإن الإحصائيات الحاصة بالانحدار المتعدد التى تكون أكثر ملاءمة هنا – والارتباط المتعدد والانحدار – يمكن أن يتم حسابهما جميعا من الارتباطات الخاصة بالمتغيرات والعوامل المعينة. ولهذا يمكن أن نضع الأساس لحسابات التدوير فى البناء البسيط على مجرد هذه الارتباطات بدون استخدام أى درجات فردية.

والتدوير الذى يتطلب أن تظل العوامل غير مترابطة هو تدوير متعامد فى حين يكون الآخر تدوير مائل . وغالبا ما يصل التدوير المائل إلى بناء بسيط أكبر، على الرغم من أنه مهما يكن الأمر يجب عليك أن تضع فى الاعتبار مصفوفة الارتباطات العاملية أثناء تفسير النتائج. وتكون كراسة المواصفات بصفة عامة واضحة، غير أنه إذا كان يوجد أى غموض فالقاعدة البسيطة هو أنه إذا كان يوجد أى قدرة على طبع مصفوفة الارتباطات العاملية إذن فالتدوير مائل حيث أنه ليس هناك حاجة إلى مثل هذه القدرة للتدوير المتعامد.

مثال: يوضح الجدول التالى نتائج التدوير في التحليل العاملي لعدد (٢٤) مقياس من مقايس القدرة الذهنية.

جدول (1۵) التدوير المائل لأربعة عوامل من متغيرات القدرة الفعلية لعدد ٢٤ متغير

قييز	مرئی	عددى	شفوى	المتسفيرات	^
, . 1-	, . 1-	,۱۰	,۸۰	المعلومات العامة	T
۰, ۹	٠,٠٢	,١٠-	۸۱,	فهم الفقرة	۲
,١٠-	٫۰۱	٠, ٤	,۸۷	استكمال الجملة	٣
, · A	, ۲۳	۱۲,	٥٥,	تصنيف الكلمة	٤
, · v	٠,٠١-	,۱۱۰	,,,,	معنى الكلمة	٥
,	-۳۰,	,۸٦	٫٠٨	إضافة	٦
, ۲۹	, . 4-	,۵۲	۰,۰۳	الرمز	٧
, . 4	,18	,۷۹	-۱۱,	حساب مجموعات النقاط	٨
,17-	,٤١	,٥٤	, 1-	الحروف الكبيرة المستقيمة والمائلة	٩
,14	,	, ٤٣	,۲٤	الحروف المختلطة	١.
, . ٤–	,٧٧	۰,۰۳	۰, ۰۸–	التصور المرنى	11
, ۰۸–	,٥٩	۰, ۲۰	۰, ۰۷-	المكعبات	11
, · Y→	۸۶,	,19-	۰۲۰,	ورقة من اللوحة	14
, ۱۲-	,17	-۲٠,	ς.γ	الإعلام	١٤
٠٢,	, ٤٠	,11-	۰۲,	الاستقراء	١٥
٠٦,	,۳۷	,۳٥	, -٣-	المتاهات العددية	17
,۲۱	۲۳,	,·Y-	,۲٤	التفكير في المشكلة	۱۷
,٠٦	, £9	, . 0	۲۱,	استكمال السلسلة	١٨
,٦٦	, ۱۳-	, · A-	٠, ٩	التعرف على الكلمة	19
, ٦٤	۰,۰۲-	, . 9~	٠٤-	التعرف على الرقم	۲.
, ٤٧	, ٤٣	, ۱۳-	, 17-	الشكل على الشكل	71
, ٦٩	, ۱۳	٦٠٩	, , .	الشكل - القيمة	77
, ٤٢	,۲٥	۲۴,	, ۲۲-	الشكل - الرقم	77
, ۲۷	,۱٥	, . 0	,	الشكل - الكلمة	48

ويكشف هذا الجدول عن بناء جيد وبسيط، وفي داخل كل مجموعة من مجموعات المتغيرات الأربعة تكون القيم العالية قما يزيد تقريبا عن ٤, في القيمة المطلقة، جميعها بصفة عامة في عمود واحد – عمود متصل لكل مجموعة من المجموعات الأربع، وبالإضافة إلى ذلك، يبدو أن جميع المتغيرات داخل كل مجموعة تقيس نفس الأنواع العامة من القدرة الذهنية. ويظهر الاستئناء الرئيسي في كل هذه التعميمات في المجموعة الثالثة. ويبدو أن المتغيرات في هذه المجموعة الثالثة. ويبدو أن المتغيرات في هذه المجموعة التفكير، والمتفير، ويكون لدى متغيرات التفكير قربعة في المجموعة، بصفة عامة أحمال في العمود (٣) ولا تكون بالعامل الخامس جدير بالمحاولة على أمل أن يعزز عوامل خاصة قبالبصر، والعقل، منفصلة، وقدم جورسش أسماء العوامل في الجدول (٦٥) غير أن فحص المتغيرات في المجموعة الثانية يفترض أن قلهام البسيطة المتكررة، قد تكون فحص المتغيرات في المجموعة الثانية يفترض أن العدية،

ولسنا نعنى الإشارة إلى أنه يجب عليك أن تحاول دائماً أن تجعل كل حمل من أحمال المتغير على عامل واحد فقط. فعلى سبيل المثال اختبار القدرة الذى يتناول مسائل الكلمة الحسابية قد يتم تحميله بدرجة عالية على كل من العوامل الشفهية والحسابية. وهذه في الواقع إحدى مزايا التحليل العاملي، عن التحليل العنقودي، حيث أنه لا يمكن وضع نفس المتغير في عنقودين مختلفين.

تحليل العنصر الرئيسي:

الأساسيات:

إن تحليل العنصر الرئيسى يحل مشكلة شبيهة بمشكلة التحليل العاملي، غير أنها مختلفة بالقدر الذي يكفى لتؤدى إلى الإرباك والتشوش. فليس بالمصادفة أنه تم اختراع التحليل العاملى المشترك عن طريق عالم النفس المميز «تشالز سبيرمان» في حين تم ابتكار تحليل العنصر الرئيسي عن طريق إحصائي. يذكر تحليل العنصر الرئيسي ثم يضع الحل بعد ذلك لمسألة إحصائية تم تحديدها بصورة جيدة،

وباستناء حالات معينة، دائماً ما يقدم حلا فريدا مع بعض الخصائص الحسابية الدقيقة، ويمكن للمرء أن يصف بعض المسائل العملية المصطنعة إلى حد ما. التى يقدم لها تحليل العنصر الرئيسى الحل المضبوط. وتنبع الصعوبة من محاولة ربط العنصر الرئيسى بالمسائل العلمية في الحياة الحقيقية، ولا تكون المقارنة ببساطة جيدة جدا. وفي الواقع غالبا ما يقدم تحليل العنصر الرئيسى تقريبا جيدا للتحليل العاملى المشترك، غير أن هذه الميزة ليست هامة حاليا حيث أن كل من الطريقتين تتسمان بالسهولة بقدر كاف.

والمفهوم الرئيسي في تحليل العنصر الرئيسي هو العرض أو التلخيص. افترض أننا نرغب في استبدال مجموعة كبيرة من المتغيرات بمجموعة أصغر التي تلخص على أفضل وجه المجموعة الأكبر. فعلى سبيل المثال، افترض أننا قمنا بتسجيل درجات فئات الطلاب على الاختبارات العقلية التي تبلغ (٣٠٠ اختباراً وليس لدينا حيز لتخزين جميع هذه الدرجات - هذا مثال توضيحي فقط - غير أنه أكثر إغراءً عن ذي قبل، حيث تم ابتكار تحليل العنصر الرئيسي. ومن أجل الاقتصاد في التخزين كنا سنرغب في خفض المجموعة إلى (٥٥) درجات لكل طالب التي بها سنكون قادرين على إعادة تنظيم الدرجات (٣٠٠ الأصلية بدقة بقدر المحتمل.

ومعامل الارتباط المتعدد والعوامل يشيران على التوالى إلى الأصل وعندما نقلل عدد المتغيرات من ٣٠٠: ٥ كما في المثال الحالى، ويتم الإشارة إلى المتغيرات الأصلية به س وتلخيص المتغيرات للعوامل. وفي أبسط حالة يكون مقياس دقة إعادة التنظيم هو مجموع الارتباطات المتعددة التربيعية بين المتغيرات الس، والتنبؤات عن هس، التي تم إعدادها من العوامل. وفي الحالة العامة يمكننا تقدير كل ارتباط متعدد تربيعي عن طريق التباينات بأنفسنا عن طريق ضرب الدرجات على كل متغير هس، أي متغير ثابت نختاره وتبلغ هذه القدرة على تحديد أي أوزان نختارها بالنسبة للمتغيرات المختلفة.

والآن لدينا حالة يتم تعريفها إلى حد ما بالمعنى الحسابى قلل عدد المتغيرات إلى مجموعة من الدالات الطولية لتلك المتغيرات التى تلخص أفضل وجه للمتغير الأصلى بالمعنى الذى تم وصفه.

وعلى الرغم من ذلك يتحول الأمر في النهاية إلى أن تقدم العديد من الدالات الطولية ملخصات جيدة بقدر متساو ولتصنيف المسألة إلى حل واحد مفرد، نقدم ثلاث حالات. أولا : العوامل التي أفرزت الدالات الطولية يجب أن تكون غير مترابطة على نحو مشترك. ثانياً : أي مجموعة من الدالات الطولية العوامل يجب أن تشتمل على دالات المجموعة الأصغر. فعلى سبيل المثال أفضل أربع دالات طولية يجب أن تشتمل على أفضل ثلاث التي تشتملان على أفضل واحدة. ثالثاً : الأوزان التربيعية التي تحدد كل دالة طولية يجب أن تجمع إلى (١).

وتقدم هذه الحالات الثلاث بالنسبة لمعظم مجموعات البيانات حلاً واحداً فريدا. وعادة ما توجد دالات طولية يطلق عليها اسم العناصر الرئيسية وهى منخفضة فى أهميتها عن طريق استخدام جميع الدالات الطولية التى قمت ببنائها بشكل جيد من درجات (س) الأصلية، وعن طريق استخدام العوامل الأولية وبذلك سنحصل على أفضل بناء محتمل لهذه القيمة الخاصة بالعوامل.

حدد عدد العوامل باعتبارها عمود من الأوزان تم استخدامه لتشكيلها من المتغيرات «س» فإذا كانت المصفوفة الأصلية «مصفوفة الارتباط» فحدد كل من الجنر الكامن. باعتبارها مجموع الارتباطات التربيعية مع المتغيرات «س». وإذا كانت معاملات الارتباط هي مصفوفة التباين المشترك، فحدد التشبعات باعتبارها مجموع الارتباطات التربيعية مع كل ارتباط ثم وزنه عن طريق تباين المتغيرات «س» المطابق. وعادة ما يساوى مجموعها الجذر الكامن من المدخلات الأصلية في مصفوفة الارتباط.

وتظهر الحلول غير الفريدة فقط بأن يكون اثنين من الجذور الكامنة أو أكثر

متساويين بالضبط، فيتحول الأمر إلى أن الجذور الكامنة المتطابقة لا يتم تحديدها بصورة فريدة، ونادرا ما تظهر هذه الحالة في التدريب ولهذا نتجاهلها.

ويسمى كل عنصر من عناصر الجذر الكامن مقدار التباين الذى يفسره العنصر. والسبب الرئيسى لهذا هو أن تعريف الجذر الكامن باعتباره مجموع الارتباطات التربيعية، وعلى الرغم من ذلك يتحول الأمر إلى أن التباين الفعلى للرجات العنصر تتساوى مع الجذر الكامن، ومن ثم ففى تحليل العنصر الرئيسى هتباين العامل، ومقدار التباين الذى يفسره العامل، يكونا دائما متساويين.

عدد العناصر الرئيسية :

قد يحدث أن تفسر العناصر الرئيسية للعوامل جميع التباينات في مجموعة بناء كامل من متغيرات الس، بمعنى أنها تتبح بناء كامل له الس، على الرغم من أن المغيرات أكبر من العوامل، وعلى الرغم من ذلك ففى غياب هذا الحدث لا يوجد اختبار ذى دلالة فى عدد العناصر الرئيسية، ولمعرفة السبب، ضع فى الاعتبار أولا مسألة أبسط: قم باختبار الافتراض الذى يذكر أن الارتباط بين متغيرين هو (١) فيشير هذا الافتراض إلى أن جميع النقاط تقع على خط مستقيم. ثم يتبع هذا أن جميع النقاط فى أى عينة من هذه المجموعة يجب أن تقع أيضاً على خط مستقيم، ومن هذا ينتج أنه إذا كان الارتباط يبلغ (١) فى المجموعة، فيجب أن يكون أيضاً المن بسيطا، يناقض الافتراض البديهى.

وتنطبق مقولة مماثلة على الافتراض الذى يذكر أن الارتباطات المتعددة تبلغ دا على أن الافتراض الذى يذكر أن عناصر العوامل تفسر أن جميع التباينات فى المتغيرات تكون ضرورية للافتراض الذى يذكر أنه حين يتم التنبؤ بالمتغيرات من العناصر عن طريق الارتباط المتعدد. فتبلغ جميع الارتباطات المتعددة «١) ومن ثم فالفشل الطفيف فى ملاحظة هذا فى عينة ما يناقض الافتراض الذى يتعلق بالمجموعة.

فإذا كان السطر الأخير من الفقرة الذى يتعلق بالتفكير يبدو أنه يشتمل على فجوة، فهو الفشل فى التمييز بين الأخطاء فى أخذ العينة وأخطاء القياس. وتهتم الاختبارات ذات الدلالة فقط بأخطاء أخذ العينة، غير أنه من المنطقى افتراض أن الارتباط الملحوظ الذى يبلغ ٨, يختلف عن الارتباط الذى يبلغ ١، بسبب أخطاء القياس. وعلى الرغم من ذلك تشير احتمالية أخطاء القياس إلى أنه يجب أن تفكر فيما يتعلق بنموذج العامل المشترك وليس التفكير فى نموذج العنصر، حيث أن أخطاء القياس تشير إلى أنه يوجد تباين إلى حد ما فى كل متغير من متغيرات السيتم تفسيره عن طريق العوامل.

القوانين القائمة على أساس الجذر الكامن لاختيار عدد من العوامل:

افترض هنرى كازير قانون لاختيار عدد من العوامل أقل من العدد الضرورى للبناء الكامل (مجموعة العوامل تساوى عدد من الجذور الكامنة من (١) صحيح) وغالبا ما يتم استخدام هذا القانون في تحليل العامل المشترك بالإضافة إلى استخدامه في تحليل الأجزاء «المكونات» الأساسية، وتؤدى مسارات عديدة من الأفكار إلى القانون الذى وصفه كازير، غير أنها أبسطها حسابيا حيث أن الجذر الكامن هو مقدار التباين الذى فسره أكثر من عامل واحد. فليس هناك معنى لإضافة العامل الذى يفسر تباين أقل أكثر مما هو محتوى في متغير واحد وحيث أنه من المفترض أن تحليل المكونات يلخص مجموعة من البيانات لاستخدام مكون «عنصر» يفسر ما يكون في أحد أجزاء الملخص أطول من جزء الكتاب الذى يلخصه. فها لم شيء هو أقل من التباين الذى يبلغ «١) صحيح فهذا شيء مثل كتابة ملخص عن كتاب يكون في أحد أجزاء الملخص أطول من جزء الكتاب الذى يلخصه. فها لم شيء لا معنى له. وعلى الرغم من ذلك، كان تبرير كايزر الرئيسي للقانون هو إن كان يضاهي تماماً القانون النهائي لإجراء العديد من التحليلات العاملية ذات الأعداد المختلفة من العوامل، ورؤية أي التحليلات له معنى، ويكون القانون النهائي أسهل بكثير اليوم أكثر مما كان منذ أجيال مضت، ولهذا يبدو قانون كايزر على أنه مطلق.

للجذور الكامنة المتتالية، وتبحث عن موقع في الخطة حيث تبدأ الخطة بطريقة عشوائية واسمى «كاتل» هذا الاختبار بعد وضع البيانات أو مجموعة على شكل مخروطي.

ومن مشاكل اختيار البيانات أنه يمكن أن يؤدى إلى نتائج مختلفة تماماً إذا وضعت الجذور التربيعية أو لوغاريتمات الجذور الكامنة بدلاً من الجذور الكامنة ذاتها، ولا يكون واضحا أسباب أن الجذور الكامنة ذاتها تكون مقياسا أفضل عن هذه القيم الأخرى.

وهناك طريقة أخرى تكون مماثلة لاختيار البيانات، غير أنها تعتمد أكثر على التيجة وأقل على الرسوم البيانية، ففي كل الجذور الكامنة حدد مجموع هذه الجذور التي تمثل نسبة التباين.

فعلى سبيل المثال افترض أنه فى مسألة بها (٧) متغيرات كانت الجذور الكامنة الأربعة الأخيرة ٨, ١, ٢٥, ١, ١, وتضاف هذه القيمة إلى ١,٢٥ ولهذا الأربعة الأخيرة ٨, ١, ١٠٥ ، ١, ١٠ وتضاف هذه القيمة إلى ١,٢٥ ولهذا تكون ١,٢٥ هى مقدار التباين الذى لم يتم تفسيره عن طريق نموذج مكون من التباين الذى لم يتم النموذج المكون من ثلاثة عوامل كان سيفسر ٤٢٪ من التباين الذى لم يتم تفسيره فيما سبق وتفرز نتيجة عائلة بالنسبة للجذور الكامنة الخمسة ٢, / لار ١,٥٠ ، ١٩ ع ٤٤ ولهذا فإن المكون الرئيسي الخامس يفسر ٤٤٪ من لتباين الذى لم يتم تفسيره فيما سبق.

بعض العلاقات بين قيم المخرجات :

يوجد عدد من العلاقات بين قيم المخرجات. ويشعر العديد من الأفراد أن هذه العلاقات تساعدهم على فهم المخرجات بصورة أفضل. ويكون أفراد آخرون مجبرين ويرغبون في استخدام هذه العلاقات ليثبتوا أن فيرس معين لا يهاجم برامج الكمبيوتر الخاصة بهم. وتكون العلاقات الرئيسية كما يلى:

- ١ مجموع الجذور الكامنة = أ.
- إذا كانت مصفوفة الإدخال هي مصفوفة التباين المشترك.
 - مجموع الجذور الكامنة = مجموع تباينات المدخلات.
- إذا كانت مصفوفة المدخلات هي مصفوفة التباين المشترك.
- ٢ نسبة التباين الذي تم تفسيره = الجذر الكامن / مجموع الجذور الكامنة.
 - ٣ مجموع أحمال العامل التربيعية بالنسبة للمكون الرئيسي.
 - ٤ مجموع أحمال العامل التربيعية للمتغير.
 - = التباين الذي تم تفسيره = «المدخل القطرى في المصفوفة».
 - = قيم الشيوع في تحليل العامل المشترك.
 - = تباين في المتغير العام إذا كانت العوامل = المتغيرات.
 - ٥ مجموع النواتج المستعرضة بين الأعمدة والمتغير لمصفوفة حمل العامل.
 - = المدخل القطرى في المصفوفة.
 - ٦ لا تزال العلاقات في ٣، ٤ حقيقة بعد التدوير.
- ٧ مصفوفة الارتباط وفى حالة الضرورة يمكن استخدام القانون رقم (٤)
 لاكتشاف المداخل القطرية فى الصفوفة، ثم يمكن بعد ذلك استخدام القانون رقم(٧)

مقارنة بين تحليليين عاملين

حيث أن أحمال العامل تكون من ضمن أهم أجزاء المخرجات في التحليل العاملي، فيبدو من الطبيعي التساؤل بشأن الأخطاء القياسية في حمل العامل، بحيث - على سبيل المثال - قد نقوم باختبار دلالة الفروق بين أحمال العامل في العيتين، ولسوء الحظ لا يمكن استتاج أي صياغة عامة مفيدة لمثل هذا الفرض بسبب الغموض عند تحليد العوامل ذاتها، ولرؤية هذا، تخيل أن العوامل الحلسابية و والشفهية تفسر إلى حد ما مقادير متساوية من التباين في أحد المجموعات. فقد تظهر عوامل الحساب باعتبارها العوامل ، ٢ على التوالى في عينة واحدة، غير أنها في الترتيب العكسي في العينة الثانية من نفس المجموعة ثم إذا قارنا بطريقة ميكاتيكية. على سبيل المثال قيمتي حمل المتغير رقم ٥٠ على العامل الحسابي بالنسبة إلى حمله على العامل الحسابي بالنسبة إلى حمله على العامل الشفهي. وبطريقة عامة أكثر لن يكون هناك معني تماماً لقبول عاملي أخرى.

ولهذا نحتاج إلى طريقة مختلفة تماماً لدراسة أوجه الشبه والاختلاف بين تحليلين عاملين.

وفى الواقع، قد يتم صياغة العديد من الأسئلة المختلفة مثل الأسئلة الحتاصة بالشبه بين تحليلين عامليين أولاً، يجب أن نميز بين شكلين مختلفين من البيانات.

ا - نفس البيانات في مجموعتين. قد يتم إجراء نفس المجموعة من المقايس
 على الذكور والإناث أو على الجماعات المعالجة والضابطة. فيظهر السؤال
 إذا كان بناء العاملين واحد.

٢ - حالتان أو مجموعتان من المتغيرات فى مجموعة واحدة يجب أن يتم تقديم بطاريات الاختبارين إلى مجموعة واحدة من الخاضعين للبحث «عينة البحث» ويتم توجيه أسئلة بشأن ما إذا كانت مجموعتان من الدرجات تختلف أو يتم تقديم نفس البطارية فى ظل حالتين مختلفتين.

مقارنة التحليلات العاملية في مجموعتين:

فى حالة المجموعتين ومجموعة واحدة من المتغيرات، لن يتم توجيه سؤال بشأن بناء العامل ما إذا كانت المجموعتان تختلفان فى الوسائل، كان سيكون هذا سؤال خاص باله Manova الحليل التباين المتعدد للتباين، فإذا لم تكن مجموعتى الوسائل متساوية أو جعلها متساوية إلى حد ما، إذن لم يتم أيضاً طرح السؤال الخاص بما إذا كانت مصفوفة الارتباط يمكن أن يتم حسابها بطريقة هادفة. بعد تجميع العينتين حيث أن الفروق فى الوسائل كانت ستدمر معنى هذه المصفوفة.

ويكون السؤال اهل هاتان المجموعتان لهما نفس البناء العاملي؟ مختلفا تماماً عن السؤال اهل لهما نفس العوامل؟ فالسؤال الأخير يقترب من السؤال اهل يحتاج إلى تحليلين مختلفين من تحليلات العامل بالنسبة للمجموعتين؟ ولرؤية الموضوع، تخيل مسألة بها (٥) اختبارات شفهية و (٥) اختبارات حسابية، ومن أجل البساطة تخيل أن جميع الارتباطات بين مجموعتى الاختبار تبلغ بالضبط أنه يمكن اختيار نفس هذه النقطة فيما يتعلق بتحليل المكونات على الرغم من أنه الارتباطات بين (٥) اختبارات شفهية تبلغ جميعها بالضبط (٤) بين الإناث أن الارتباطات بين (٥) اختبارات شفهية تبلغ جميعها بالضبط (٤) بين الإناث و(٨) بين الذكور، وكانت التحليلات العاملية في بلخبموعتين تفرز على حدة بناءات عاملية مختلفة غير أن عوامل متطابقة ففي كل المجموعتين تفرز على حدة بناءات عاملية مختلفة غير أن عوامل متطابقة ففي كل البنود الشفهية مع ٨ أوزان بالنسبة لجميع البنود الحسابية والعامل الحسابي في

النموذج المضاد، وفى هذا المثال لن يتم الحصول على أى شىء من التحليلات العاملية المنفصلة بالنسبة للجماعتين، على الرغم من أن بنائى العاملين يكونان مختلفان تماماً.

ونقطة أخرى هامة بشأن مسائل المجموعتين هو أن التحليل الذى يستتج (٤) عوامل فى المجموعة الثانية يكون به العديد من إجمالى العوامل مثله مثل التحليل الذى يستنج (٨) فى الجماعة المشركة. ومن ثم فالسؤال العملى قد لا يكون ما إذا كانت التحليلات التى تستنج عوامل فى أى جماعة من الجماعتين تتوافق مع البيانات بشكل أفضل أكثر من التحليل الذى يستنج عوامل فى المجموعة المشركة. وأيضاً يجب أن يتم مقارنة تحليلين منفصلين مع التحليل الذى يستنج عاملين من العوامل فى المجموعة المشركة.

ولإجراء مثل هذه المقارنة في تحليل المكونات، اجمع أولاً الجذور الكامنة للعوامل في كل جماعة منفصلة وقارن متوسط الجمعين بمجموع (٢) من الجذور الكامنة للمتغيرات في المجموعة المشتركة وسيكون من النادر أن هذا التحليل يفترض أنه من الأفضل إجراء تحليلات عاملية منفصلة في الجماعتين. ويجب أن يقدم نفس التحليل على الاقل إجابة تقريبية على السؤال الخاص بتحليل العامل المشترك أيضاً.

وافترض أن السؤال بالفعل هو ما إذا كان بنائى العاملين يكونا متطابقين فهذا السؤال يكون متشابها مع السؤال الذى يتعلق بما إذا كانت مصفوفات ارتباطية أو مصفوفات التباين المشترك متطابقة أم لا، وهو سؤال يجب أن يتم تعريفه بدقة بدون الإشارة إلى التحليل العاملي على الإطلاق. وتكون اختبارات هذه الفروض خارج نطاق عملنا غير أن الاختبار الخاص بنوع مصفوفتين من مصفوفات التباين المشترك يظهر لدى موريسون (١٩٩٠) والأعمال الاخرى الخاصة بتحليل التباين المتعدد.

مقارنة التحليلات العاملية لمجموعتين من المتغيرات في جماعة واحدة

من الأسئلة التى غالبا ما يطرحها الأفراد ما إذا كان يجب عليهم تحليل المجموعات المتغيرة أ، ب معاً أو على حدة? . والإجابة عادة هى تحليهما إذا لم يكن هناك تداخل بصورة واضحة بين المجالين قيد الدراسة، وعلى أية حال، إذا كانت مجموعتى المتغيرات فى الواقع ليستا مترابطتان، إذن سينجزك التحليل العاملى بذلك، ويستتج مجموعة واحدة من العوامل بالنسبة للمجموعة «أ» ومعن ثم لتحليل المجموعتين على حدة هو الحكم المسبق على الجزء الخاص بالسؤال الذى من المفترض أن يجيب به علىك التحليل العاملى.

وكما فى حالة العينين المنفصلتين من الحالات، يوجد سؤال غالبا ما يتم صياغته فيما يتعلق بالعوامل غير أنه يتم صياغته بشكل أفضل باعتباره دال عن نوع مصفوفتى الارتباط أو التباين المشترك، وهو سؤال يمكن الإجابة عليه بدون الإشارة إلى التحليل العاملي.

وفي المثال الحالى يوجد لدينا مجموعتين متوازيتين من المتغيرات أى كل متغير في المجموعة (أ) يوازى متغير في المجموعة (ب) فالسؤال إذن إذا ما كانت مصفوفتي الارتباط أو مصفوفات التباين المشترك متطابقتان أم لا وهذا السؤال ليس له علاقة بالتحليل العاملي، غير أن له علاقة ضئيلة بسؤال ما إذا كانت ارتباطات أ، ب عالية أم لا. وقد تكون مصفوفتي الارتباط أو مصفوفات التباين المشترك داخل المجموعات (أ) ، (ب) متساويتان بصرف النظر عن ما إذا كانت الارتباطات (أ) ، عالية أو منخفضة.

وقام دار لبختون ووينرج ووالبيرج (١٩٧٣) بوصف الاختبار الخاص بالافتراض الذي يذكر أن مصفوفات التباين بالنسبة للمجموعات المتغايرة (أ،ب) تكون متساوية حين يتم قياس المجموعات أ، ب في نفس عينة الحالات وهذا يستلزم افتراض أن مصفوفة التباين المشترك (أ،ب) تكون متناسقة، ولذلك فعلى سبيل المثال إذا كانت المجموعتان (أ،ب) هما نفس مجموعات الاختبار التي تم تنفيذهما في العامل الأول والثاني، فيستلزم الافتراض أن التباين المشترك بين الاختبار (س) في العامل الأول والاختبار (س) في العامل الأول وولاختبار (س) في العامل الأول وولاختبار (س) في العامل الأول. وحين نضع في الاعتبار هذا الافتراض يمكنك ببساطة أن تشكل مجموعتين من الدرجات أطلق عليهما اسم (أ+ب) و (ب+أ) يكونان حاصل جمع وفروق المتغيرات المتوازية في المجموعتين. ثم يتحول الأمر إلى أن الافتراض الأصلى يكون متكافئاً مع الافتراض الذي يذكر أن جميع المتغيرات (ب-أ) لا تكون مترابطة مع جميع المتغيرات في المجموعة (ب-أ) ويكن اختبار هذا الافتراض بتحليل Manova

التحليل العاملي وتحليل المكونات

توجد ثلاث طرق مختلفة لإدخال البيانات في بعض البرامج والتي يتم إدخالها في شكل يمكن للإجراء العاملي أن يستعمله وقد تبدو الطريقة الرابعة اسيتم وصفها باختصار، منطقية غير أنها لا تنجح في الواقع سيقبل العامل البيانات في شكل مستطيل قياسي. ويسحب تلقائيا مصفوفة الارتباط ويستخدمها لمزيد من التحليلات. فإذا كنت ترغب في تحليل مصفوفة التباين المشترك بدلاً من ذلك، وبعد ذلك يمكن استخراج التباين المشترك Type = Covarionce وبعد استخراج التباين المشترك عكن تحليل مصفوفة الارتباط عن طريقة Type = Correlation.

والطريقة الثانية لإعداد البيانات للتحليل العاملى هى حساب وحفظ مصفوفة الارتباط أو التباين المشترك فى خاتمة الارتباط «CORR» وعن طريقه سيلاحظ تلقائيا ما إذا كانت المصفوفة هى مصفوفة الارتباط أو مصفوفة التباين المشترك فى الوقت الذى يتم فيه حفظها. وستحفظ هذه المعلومة ثم سيستخدم العامل أوتوماتيكيا النوع الصحيح.

والطريقة الثالثة طريقة مفيدة إذا كان لديك مصفوفة ارتباط أو تباين مشترك من المصور المطبوع، وترغب في أن تدخل هذه المصفوفة عن طريق اليد. بالطريقة التالية اجمع بين الأمرين إدخال مع نوع Input ، Type فعلى سبيل المثال افترض أن المصفوفة كما يلى:

جدول (11)

٣٦	, ٤٧	٧٢,	,98
44	,٥٨	,,4	۲۲,
,۳۸	, 97	, 0 A	, ٤٧
,,,	,۳۸	,۲۹	,٣٦

وهذه الصفوفة هى مصفوفة التباين المشترك للمتغيرات الأربعة الجبر، الهندسة، والكمبيوتر، وحساب المثلثات اعادة أدخل الارتباط أو التباينات المشتركة في أرقام أكثر دلالة عن هذه في نموذج البيانات هذا وكان يمكنك أن تطبع هذه البيانات بعد حفظ درجات مادة الحساب ثم ادخل الجبر والهندسة وحساب المثلثات ثم يمكن بعد ذلك طبع التباين المشترك وسوف يكون الشكل كالآتي:

جــول (١٧)			
			, 9 £
		,۸۹	, 97
	, 97	, 0 A	, ٤٧
, ۸۷	,۳۸	, ۲۹	۲۳,

ولاحظ أنك تدخل فقط الجزء المستطيل الأدنى من المصفوفة وفى هذا المثال تدخل الجزء القطرى، ولكن إذا قمت بإدخال مصفوفة الارتباط بحيث تبلغ جميع المداخل القطرية (١) صحيح أذن اضغط على الأمر الحلايا القطرية Diagonal قبل التنفيذ بالأمر Run ثم احذف المدخلات.

والطريقة الرابعة التى لا تنجح هى إدخال أو فحص مصفوفة الارتباط أو التباين المشترك فى معالجة المحفوفة التباين المشترك فى معالج الكلمة، وفى هذه الطريقة سوف يتم معالجة المصفوفة باعتبارها مصفوفة من الدرجات وليس مصفوفة ارتباطات أو تباين مشترك وبكون المخرج فى شكل تتوقعه، ولن يكون هناك إشارة واضحة إلى أن التحليل بأكمله قد تم إجراؤه بطريقة غير صحيحة.

الدرجة العاملية

يذكر صفوت فرج أنه اليؤدى تحليلنا لمصفوفة من الارتباطات بين علد من المتغيرات إلى تصنيف لتباين أداء عينة المفحوصين على هذه المقياس أو المتغيرات، بحيث نحصل على العوامل المختلفة التي تقف خلف الآداء على هذه الاختبارات، ونقف على أوزان هذه العوامل من خلال تقديرنا لأهمية كل عامل مقيس بعدد التشبعات الدالة عليه وحجم هذه التشبعات ونسبة تباينه.

حساب الدرجة العاملية من درجات الفرد:

يوضح صفوت فرج المثال المتالى:

جحول (۱۸) مصفوفة الكونات العاملية للاختبارات والكونات الاختبارية للعوامل «مصفوفة عاملية»

3"	3'	3′	
, ۲۳	۲۸,	,٦٥	۱, ۱
,۲٥	, ٤٤	,۷۲	۲ ر
, . 4-	,۸٦	,۲۱	۴۲
, ۸0	۳۱,	, ۲٤	م ٤
,۳۲	- ۱٦,	,08	م ٤
١,٠٠	1,18	1,77	الجذر الكامن

جدول (19) الدرجات المعيارية الفردية أب على المتغيرات الخمسة

ب	Í	الفرد
۴-	1,4	١٢
,١	٦,	۲,
١,٤	,0 -	٦٣
,٩	٧,	م ع
۰۲۰,	١,٢	٥٥

الطريقة ،

العامل الأول نضرب كل درجة من درجات (أ) على الاختبارات الخمسة في تشبع كل اختبار على العامل الأول:

العامل الأول:

$$(7,1 \times 07,) + (7, \times 74,) + (-0, \times 17,) + (7, \times 37,) + (7, \times 37,) + (7, \times 30, \times 37,) + (7, \times 30, \times 37,) + (7, \times 30, \times 37,) + (7, \times 30, \times 37,) + (7, \times 30, \times 37,) + (7, \times 30, \times 37,) + (7, \times 30, \times 37,) + (7, \times 30, \times 37,) + (7, \times 30, \times 37,) + (7, \times 30, \times 37,) + (7, \times 30, \times 37,) + (7, \times 30, \times 37,) + (7, \times 30, \times 37,) + (7, \times 30, \times 37,) + (7, \times 30, \times 37,) + (7, \times 30, \times 37,) + (7, \times 30, \times 30,) + (7, \times 30, \times 30,) + (7, \times 30, \times 30,) + (7, \times 30, \times 30,) + (7, \times 30, \times 30,) + (7, \times 30, \times 30,) + (7, \times 30, \times 30,) + (7, \times 30, \times 30,) + (7, \times 30, \times 30,) + (7, \times 30, \times 30,) + (7, \times 30, \times 30,) + (7, \times 30, \times 30,) + (7, \times 30, \times 30,) + (7, \times 30, \times 30,) + (7, \times 30, \times 30,) + (7, \times 30, \times 30,) + (7,$$

العامل الثاني :

$$(7,1 \times 17, 1) + (7, \times 33, 1) + (-0, \times 71, 1) + (1, \times 17, 1)$$

 $(7,1 \times 17, 1) = 777, -7777, 1 = 1719, 1$

العامل الثالث:

+ (,
$$\times$$
, \times) + (Γ , \times , \times) + (Γ , \times , \times) + (Γ ,

وبنفس الطريقة بمكننا أن نحسب الدرجات العاملية للفرد ب.

بعض الأسئلة الهامة في التحليل العاملي

س: ما هي الفروض الأساسية في التحليل العاملي ؟

جـ : توجد عوامل مشتركة تكمن وراء بطارية المتغيرات، وعادة تكون العوامل
 المرجعية أقل عددا من الاختبارات المستخدمة.

س : ما هي النظريات التي تفسر التحليل العاملي ؟

جـ: ١ - نظرية العاملين لسبير مان.

٢ - نظرية العوامل الثنائية لهولزنجز.

٣ - نظرية العينات لطومسون.

٤ - نظرية العوامل المتعددة.

س : اذكر بعض المناهيم العاملية ؟

جـ: ١ - التباين.

٢- الشيوع.

٣ - العلاقة بين الثبات والشيوع.

٤ - الجذر الكامن.

٥ - حجم التباين العاملي ونسبة التباين العاملية.

٦ - دلالة التشبع على العامل.

س : ماهى أنواع التباين الكلى للمتغير؟

 جـ : ١- التباين المشــترك وهو نسبة من التباين الثابت التى ترتبط بالمتغيرات الأخرى.

٢- التباين الخاص وهو نسبة التباين الثابت التي لا ترتبط بأي متغير آخر.

 ٣- تباين الخطأ وهو الذي يتوقف على الصدفة نتيجة لأخطاء العينة والقياس والظروف.

س: اذكر طرق التحليل العاملي؟

- ج : ١ الطريقة المركزية.
- ٢ الطريقة القطرية.
- ٣ الطريقة المركزية باستخدام متوسط الارتباطات.
 - ٤ طريقة الاحتمال الأقصى.
 - ٥ طريقة المكونات الأساسية.
 - ٦ طريقة العوامل المتعددة.

س : اذكر أنواع تدوير المحاور؟

- جـ: ١ التدوير المتعامد.
 - ٢ التدوير المائل.

س : ماهي أنواع المصفوفات في التحليل العاملي ؟

- جـ: ١ المصفوفة المربعة.
- ٢ المصفوفة التماثلة.
- ٣ المصفوفة القطرية.
- ٤ المصفوفة المتطابقة.
- ٥ المصفوفة المقلوبة.
- ٦ المصفوفة الصفرية.

س: اذكر محكات تدوير العوامل؟

- جـ: ١ محك تيكر.
- ٢ قاعدة همفري.
- ٣ محك كومب.
- ٤ محك كايزر .
 - ٥ محك كاتل.

- ٦ محك مويزز.
- ٧ محك بيرت وبانكز .

س : متى نستخدم التدوير المائل والتدوير المتعامد ؟

ج : التدوير المائل يلجأ إليه الباحث إذا قبل منطق الارتباط بين العوامل ورفض
 منطق الاستقلال . أما منطق الاستقلال يعبر عنه التدوير المتعامد.

س : هل توجد أنوع أخرى من التحليل العاملي ؟

- جـ: ١ التحليل العاملي المعكوس.
- ٢ التحليل العاملي من الدرجة الثانية.
- ٣ التحليل العاملي من الدرجات العليا.

س : ما هي أهداف التحليل العاملي ؟

- جـ : ١ الهدف الوصفى ويعنى أنه ينظر إلى العوامل دائماً على أنها أبعاد أو
 فتات وصفية لمجموعات من الظواهر أو الاختبارات متضمنة بعض
 الخصائص المشتركة.
- ۲ الهدف التنبؤى حيث تُعد العوامل صيغة رياضية تلخيصية لمجموعة من معاملات الارتباط يمكن أن توحى بأبعاد معينة للسلوك، تمكننا من التنبؤ على المستوى الواقعى إذا ما قامت نتائجنا العاملية على عينات واسعة متجانسة ومقايس مرتفعة من الثبات والصدق.
- ٣ هدف الإيحاء بفروض جديدة . حيث يؤدى العامل هنا دوراً إيجابيا للبناء النظرى للعلم.
- ٤ هدف اختيار الفروض حيث يمكن استخدام التحليل العاملي في مساندة المنهج
 لقبولنا أو لرفضنا فرضا تجريبيا معيناً.

تم بعمر ولد،،

قاموس المصطلحات الإحصائية

A

Abilities	القدرات
Abscissa	إحداثي أفقي
Abstract number	عدد مبهم
Abstraction	تجريد
Acceptance error	خطأ القبول
Acceptance	نقطة القبول
Accomplishment Quotient	النسبة التحصيلية
Achievement	التحصيل
Action Criteria (قياس النشاط خلال أداء الفرد للعمل	الميزان النشاطي(ويهدف إلى
Addition	جمع
Additive	جمعية
Additivity	جمع
Age Equivalent Norms	معايير الأعمال الزمنية
Aliquot parts	أجزاء متداخلة
Almost	تقريبأ
Alternative Hypothesis	الفرض البديل
Alternately positive & negative	ليجابي وسلبي على التبادل
Altitude	ارتفاع
Amount	جملة
Analysis of Variance	تحليل التباين
Analytical Geometry	هندسة تحليلية
Antecedent	مقدم
Approximate	تقريبي

Approximation تقريب Aptitude الاستعداد Arbitrary تحكمي Arc قوس طريقة المساحة Area Method Area مساحة المتوسط الحسابي Arithmetic Mean للفرق أو الفاضل الحسابي Arithmetical difference المتو الية الحسابية أو العددية Arithmetical progression زائف ومصطنع Artificial مساومة أو تقدير Assessment Associative law قانون تنسيق الحدود Assumption-free statistics الإحصاءات لللشرطبة Attainment التحصيل Automatic Interaction Detection برنامج الكشف الآلي عن التفاعلات (AID) وهو جزء من برامجSPSS العبهبة Axiom Axis محور

B

 Backward Elimination
 المريقة حذف المتغيرات على التوالي

 Bar Chart
 الأعمدة البيانية

 Base
 الأعمدة البيانية

 Battery
 بطارية

التوزيع نو الحدين Binomial distribution اختيار ذي الحدين Binomial أسلوب للتدوير المائل وضعه كابزر ويبكمان Binormamin الظواهر الحبوبة Biological الإحصاء الحبوي **Biostatistics** معامل الارتباط الثنائي المتسلسل Biserial Correlation الارتباط الثنائي Biswerial Correlation مجتمع أصل توزيعه المتدالي **Bivariate Normal Distribution** نموذج المسارات الذي يشتمل على متغيرين Bivariate Path Model تباین نتائی (أو تباین مشترك بین متغیرین) Bivariate

ſ

البرامج الجاهزة Canned Programs الارتباط القانوني Canonical Correlation الأعداد للكار دبنالية Cardinal Numbers Case Study حالات فردية Categorical Data البيانات التصنيفية المتغير ات النوعية Categorical Variables محك كاتل (انحديد عدد العوامل) Cattell Criterion Causal Analysis تحليل النسبية التأثيرات السببية Causal Effects نموذج سببي Causal Model العلاقات السببية أو العلية Causal Relations الأنظمة السسة Causal Systems علية Causality

Cause CEEB Norms المعيار التائي الجامعي Central Tendency النزعة المركزية Centroid Factors العوامل المركزية Centroid Method الطريقة المركزية نماذج التأكد Certainty Change Ratio . نسبة التغير Characteristic عدد بیانی Chi-Square dist توزيع كاي Chi-Square test لختيار كاي Chort Studies دراسات الفوج Circulating (or repeating) decimal کسر دائر المنهج الكلاسيكي Classical Approach Classical Optimization النماذج الكلاسيكية (الحاول المثلي) Classification تصنيف Cliometric القياس التاريخي شديد التشابه (في المقارنة بين العوامل) Close Similar Closest approximation أقت تقديد المعاينة العنقوبية Cluster Sampling Code Method طريقة الترميز الطريقة القصيرة Coding Method Coefficient of Belonging معامل التعلق (في تحليل التجمعات) Coefficient of Concordance معامل الإنفاق Coefficient of determination . معامل التحديد أو التباين المشترك Coefficient of Factor Similarity معامل تشابه بين العوامل Coefficient of Nondetermination معامل الاغتراب Coefficient of Variation (C.V) معامل الاختلاف

معامل مشترك

Co-Factor

Cognitive العقلية المعرفية Column Vector متجه عمودي تقييم النتائج المتعلقة بكل تشكيلة أو توقيعه Combination Combinatorial Solution طريقة توقيع المتغيرات Combined Expected Value and Variance القيمة المتوقعة والتباين Common Factor Variance تبابن عامل عام Common Factors عوامل مشتركة Common logarithms لو غار بتمات عادية Common Variance تباین علی (أو تباین مشترك) Communalities الإشتر لكيات Communality اشتر اكبة الاختيار Commutative law قانون تبدبل الحدود Completion التكملة Composite Hypothesis الفرض المركب Composite number عدد مرکب Composition of ratios تركيب النسب Composite variable متغير مركب Compound amount حملة مركبة Compound quantities أعداد منتسبة Compound proportion نتاسب مرکب حاصل ضرب النسب Compounded ratios Computation تقدير تقريبي Concentration Measures مقاييس التركيز Conceptual Evidence الدليل النصوري Concomitant Variation التباين المتلازم Concrete number عدد مميز

حدود الثقة

البحوث التوكينية

Confidence Limits

Confirmatory

Confounding Variables	المتغير ات الدخيلة
Conservatism	درجة المحافظة
Consistency	الاتمياق
Consistent	متسق
Constant	ثابت
Content Analysis	تحليل المحتوى
Continuous	متصل
Cluster Analysis	تحليل التجمعات
Collective Biography	السيرة التجميعية
Colligation	معامل التجميع
Controlled Sample	العينة المقيدة
Convention	عرف
Convergent Method	الطريقة التقاربية
Convergent Series	المتساسلات التقاربية
Coomb's Criterion	محك كومب (انتحديد عدد العوامل)
Correction for Continuity	تصميح الاستمرار
Correction of Guessing	تصحيح التخمين
Correlated Group Factors	العوامل الطائفية المترابطة
Correlated	متزابط
Correlation and Causation	العلاقة والعلية
Correlation Coefficient	معامل الارتباط
Correlation Matrix	مصفوفة الارتباط
Correlation Ratio	نسبة الارتباط
Correlation	الارتباط
Correspondence	تعيين أو تناظر
Cosine	جتا (جيب تمام الزاوية)
Co-Variance	تبلين مشترك
Covarimin	أسلوب للتدوير المائل

Credibility مدى مصداقية Criterion Analysis تحليل المخك Critical Level المستوى الحرج Critical Ratio النسبة الحرجة Critical Region منطقة حرجة أو منطقة رفض Critical Rotation تدوير المحك (الطريقة آلتي يقترحها كاتل لتحليل المحك) Critical Value القيمة الحرجة Cross Sectional المسوح المستعرض Cross-Validation الصدق المستعرض. Cube root جذر تكعيبي Cumulative Frequencies and Cumulative Percentage Distribution التوزيعات التكرارية المتجمعة والمتجمعة النسبى

منحنى تكرار نظري

العلاقة المنحنية

Curve Fitting

Curvilinear

Data Analysis تحليل البيانات تجهيز البيانات **Data Processing** أساليب الثقويم والتأريخ Dating Methods العشير ات Deciles کسرعشری Decimal fraction الطريقة العشرية Decimal (or denary) system صنع القرارات **Decision Making** نظرية القرارات Decision Theory

Deduction الاستتباط /الاستقراء درجات الحرية Degrees of Freedom درجات حرية التباين الكبير Degrees of Freedom for Greater Variance الإحصاء السكاني Demography Denominator مقام **Descriptive Statistics** الإحصاء الوصفي الصدق الوصفي Descriptive Validity Determinant محدد Deterministic النماذج المحددة التعريف Definition الدراسة التتبعية Diachronic الخلية القطرية Diagonal Cell مصفوفة قطرية Diagonal Matrix Diagonal Method الطريقة القطرية تتبع قطري (في الطريقة القطري) **Diagonal Saturation** الثنائي Dichotomous Difference Function دالة الفروق الامتدادات أو الأبعاد Dimensions تأثد مناشر Direct Effect الاختبار المباشر من الملف Direct File Sampling الطريقة المباشرة Direct Method متناسب طردبأ Direct proportional Direct proportionality نتاسب طردي **Direct Standardization** طربقة المعابرة المباشرة الغرض الموجه Directional Hypothesis القيم المنقطعة Discrete Value

Discriminant

تحليل التمايز

Distracter	الاحتمالات المشوشة
Distribution-Free Statistics	الإحصاءات اللاتوزيعية
Distributive law	قانون التوزيع
Division	قسة
Divisor	مقسوم عليه
Dixon's test	اختبار ديكسون
Double Cross-Validation	صدق مستعرض مزدوج
Double Factors	عوامل ثنائية
Dummy Variable Multiple Regression	تحليل الانحدار المتعدد باستخدام
	المتغيرات الرمزية
Dummy Variables	المتغيرات الرمزية
Duplicate ratio	مربع النسبة خسبة تربيعية
Dynamic programming	البرمجة الديناميكية

E

Econometrics	الاهتصاد الفياسي
Educational Measurement	القياسات التعليمية
Educational Quotient	النسبة التعليمية
Effect	نتيجة أو أثر
Efficiency	šeláŠÍ .
Eigenvalue or eigen root	الجذر الكامن
Empirical Evidence	الدليل الإمبريقي
Empirical Validity	الصدق التجريبي
Endogenous Variables	المتغيران الداخليان

Enumeration العبد Equivalence تكافؤ Error Level of the test مستوى خطأ الاختيار تباين الخطأ Error Variance Estimation التقدير Ethno history التاريخ الثقافي Evolution استخراج الجنور الغرض المعين **Exact Hypothesis** Exact Significance level مستوى المعنوية الحقيقي Exact حقيقى التواء مفرط Excessive Skewed الأسئلة الندسة Exercise or practice المتغيرات الخارحية **Exogenous Variables Expectancy Chart** الجدول المرتقب Expected Value القيمة المتوقعة Experiment للتحر بة **Experimental Control** الضبط التجريبي **Experimental Designs** التصميمات التجريبية المختلفة **Experimental Hypothesis** الغرض التجريبي النماذج التفسيرية **Explanatory Models** Explanatory البحوث الاستكشافية Exploratory Data Analysis (EDA) الأساليب الكشفية في تحليل البيانات مطابقة البيانات للدالة الأسية **Exponential Function** Exponential model للنموذج الأسى

استخراج الجنور

Extraction of roots

F

Face Validity	الصدق السطحي
Fact Analysis	التحليل التصنيفي
Factor	العامــل
Factor Analysis	التحليل العاملي
Factorial Structure	بناء عاملي
Factorial Validity	الصدق العاملي
Factorisation	التحليل إلى العوامل
Factors of Unreliability	عوامل مغتربة
Fallacy of Affirming the Consequence	مغالطة تأييد المركب uent
Farced Choice Method	طريقة الاختيار الإجباري
F-Dist	توزيع ف
Feedback Models	نماذج التغذية الراجعة
Figures (or digits)	أرقام
Fisher test	اختبار فيشر
Fitting a parabola	مطافة البيانات لدالة القطع المكافئ
Fitting Regression Line to Data	خط الانحدار المناسب لمجموعة من البيانات ذات
	المتغيرين أو توفيق خطوط الانحدار
Fitting	ِ تهرئة
False Partialing	عزل الأثر الوهمي
Floating Mean	المتوسط المتحرك
Form	مبيغية
Forward (stepwise) Inclusion	طريقة إضافة للمتغيرات على التوالي

Fourfold or phi Coefficient	معامل الارتباط الرباعي الحقيقي (معامل فاي)
F-Ratio	نسبة ف
Fraction	كسر
Fractional	كسري
Frequencies	نكرارات
Frequency Curve	المنعنى التكواري
Frequency Polygon	المضلع التكراري
Frequency	المنهج التكراري
Function	دالبة إ
Fundamental	أساسي

G

Game Theory نظرية المباريات Gasport model نموذج جومبيرنز General Factor العامل العام General Hypothesis الفرض العلم General Linear Model النماذج الخطية العامة Geometric Mean · وسط هندسی Geometric Model النموذج الهندسي Gendix of Correlation المؤشر الجيني للارتباط Gene Concentration Ratio بنسبة التركيز لجيني General Ability . القدرة العامة Goodman and Kruskal's Coefficient
of Ordinal AS Ociaito
Grade Equivalent Norms
Graphic Rotation
Graphical Presentation
Greatest common factor
Group
Group Factor Method

Group Factors
Guttman's Coefficient of predictability

معامل الاقتران الرتبي لجودمان وكروسكال معايير الفرق الدراسية تتوير محاور بالرسم عامل أو قاسم مشترك أعظم جماعية طديقة للعوامل الطائضة

عوامل طائفية معامل النتبز لجتمان

H

Harmonic Mean
Herfindahl Index
Hierarchical Order
Hierarchy
Highly Significant
Histogram
Historical Demography
Historical Sociology
Homoscedasticity
Humphrey's rule

المترسط التراقي
دليل هبرفندال
الترتيب الهرمي
الترتيب الهرمي
معنوية بدرجة كبيرة
المدرج التكراري
الديموجرافية التاريخية
الاجتماع التاريخي
تجافس التباين
قاعدة همفرى (انتحديد عدد العوامل)

 H2
 الجبر أوجية الشيوع المتغير في المصفوفة العاملية

 الجبر أوجية التاريخية
 الجبر أوجية التاريخية

 Historical Geography
 الجبر ألبط المنطقة

 Hyper space
 الختيار الغروض

 Hypotheses Testing
 الختيار الغروض

 Hypotheses
 الفروض

Identical تطابق Identity matrix (unit matrix) مصغوفة الوحدة Ideographic perspective منظور التفرد Improper fraction كسر غير حقيقي أو كسر لفظي Incidence Rate معدل حدوث المرض Inconsistent Triad ثلاثية غير متسقة من التفصلات Independence مستقل Index لس Index laws قوانين القوى أو الأمس Index notation رموز أسية أرقام الفهرس Index Numbers Index of Qualitative Variation دليل الاختلاف الكيفي Individual فردية Induction الاستقراء قسمة ذات باقى-قسمة غير صحيحة Inexact division Inexact Hypothesis الفرضي غير المعين

Infinite series سلسلة لا نهابة لها المدخلات Inputs تعليمات Instructions عد صحيح Integer Integer Programming البرمجة بإعداد صحيح عمليات الأعداد الصحيحة Integral operations Integers as fractions أعداد صحيحة على هنة كسور - كسر لفظى Interaction تفاعل Interchange تتلال Internal Consistency التجانس الداخلي Interpolation استكمال Interrupted time series تحليل السلاسل الزمنية المعترضة

التقدير بفترة Interval Scale المقياس الفتزى Intervals الفئات المتساوية Intelligence Ouotient نسبة النكاء

Interval estimation

Interpretation of a graph تفسير الرسم البياني Interview المقابلة

Intrinsic Validity الصدق الذاتي Inverse عكسى

Inverse Matrix مصفوفة مقلوبة **Inverted Factor Analysis** تحليل عاملي معكوس Investigation الاستقصاء

Irrational numbers أعداد غير جذربة Irreducible fractions كسور لا يمكن اختزالها

Isomorphism التناظر ببن الظاهرة والإعداد

J

Jaspen's Coefficient of Multiserial Correl

معامل الارتباط المتسلسل المتعدد لجاسين

K

Kendall's Coefficient of Concordance Kendall's Coefficient of Consistence Kendall's Rank Correlation Coefficient Kolmogorov's test Kurtosis Known aspiration level معامل الإتفان لكندال معامل الاتساق لكندال معامل ارتباط الرتب لكندال لختبار كولموجورف التغرطح مسترى معين ملمول

Last common factor
Latent Root
Least Square Method
Least Squares
Lepto Kurtic
Levels or Scales of Measurement
Liberalism

مضاعف مشترك بسيط جنر كامن طريقة تصغير المربعات أدنى مربعات مديب التقرطح مقاييس أو مستريات القياس درجة التحرر أو الاستقلال

Likely محتمل Lilliefors's test اختبار لبليفورز Limit حد أو نهاية القيمة النهائية Limiting Value Line of equal distribution التوزيع المتساوي Linear خطی Linear Combination التركيب الخطى Linear Model النموذج الخطى البرمجة الخطية **Linear Programming** تحميل Loading Location موقع Log-Log paper تمثيل بياني للعلاقة بين متغيرين على ورقة Logarithms لو غار بتمات Logarithmic Function مطابقة البيانات للدالة اللوغار بتمية Logic المنطق Logical Validity الصدق المنطقى Logistic Model النموذج اللوجستي Long division قسمة مطولة Longitudinal Surreys المسوح الطولية التحليل الطولى Longitudinal منحني ٺور نز Lorenz Curve الطرف الأقل Lower-Tailed Left-Tailed الطرف الأبسر Lower) Si

المضاعف المشترك الأصغر

اصغر بعد

Lowest common multiple

Lowest dimension

M

كثيرا Many اختبار مان ويتنى Mann-Whitney Matching المطابقة Mathematical Sociology علم الاجتماع الرياضي Mathematical Statistics الإحصاء الرياضي Matrix مصفوفة أقصى أرتباط Maximal Correlation مقدر أكبر فرصبة Maximum likelihood estimator Mean Deviation الانحراف المتوسط Measurements القياسات مقاييس النزعة المركزية (المتوسطات) (Measures of central tendency (Averages Measures of Kurtosis مقابيس التفرطح Measures of position مقاييس الوضع مقابيس النشنت Measures of Variation مقاس الالته اء Measures of Skew ness Median الوسيط أو الأوسط أساليب التأريخ المطلق Methods of chronometric dating طريقة المربعات الصغرى Method of Least Squares أساليب التأريخ النسبي Methods of relative dating طريقة التقسيم المتزايد Method of subdivided factors Metric قياسية Micro analytical Methodology تطلل الوحدات الصغيرة Minimize خفض

Minor الاحتمال المنوالي Modal Probability المنوال أو الشائع Mode النموذج الأسى المعدل Modified exponential Modified Gompertz نموذج جومبيرتز المعدل Moments العزوم الاقتران المطرد Monotonic أكثر تبايناً More heterogeneous أكث انسحاماً More homogeneous اختيار القيم الأكثر احتمالأ Most Likely future criterion Most Powerful test (MP) الأكبر قوة الفرضي المحرك Motivated hypothesis ار تباط بعض أو جميع المتغير ات المستقلة ار تباطأ مر تفعاً عند تحليل Multicollinearity الانحدار المتعدد نظرية البؤرات المتعدة لترستون Multifocal Multimodal Curve المنحنى المتعدد القمع Multi Model متعدد القمم Multiple Choice الاختيار من إجابات متعددة معامل الارتباط المتعدد Multiple Correlation Multiple factor analysis نظرية العوامل المتعددة Multiple Group Factors Theory نظرية العوامل المتعددة Multiple partial correlation الارتباط الجزئي Multiple regression الانحدار المتعدد Multiplicity تعدد Multi Regression الانحدار المتعدد Multiserial Correlation الارتباط المتسلسل المتعدد المعابنة متعددة المراحل Multi- Stage

تصميمات متعددة الوحدات

Multi Subject Designs

N

Negatively skewed سالب الالتواء Nominal level of the test المستوى الأسمى للاختبار المقياس الاعتدالي Nominal scale Nominal significance level مستوى للمعنوية الأسمى Nondirectional للفرض غير الموجه Non-focal نظرية اللابؤرية ثورنديك Nonlinear programming البرمجة غير الخطية Non parametric statistics الإحصاءات اللامعلمية Non recursive model النماذج التبادلية أو النماذج السببية Normal Curve المنحني الاعتدالي التوزيعات الإعتدالية Normal Distributions Normal equations المعادلات المعتادة الاختبار الطبيعي Normal test Normative التصنيفي Null hypothesis فرض العدم الصغرى مصغوفة صغرية **Null Matrix** Null probability احتمال العدم Numerical عدية

0

Objective tests	الاختبارات الموضوعية
Oblimin	أسلوب التتوير المائل وضعه كارول
Oblique	مسائل
Oblique rotation	تدوير ماتل
Observation	ملاحظة
Obverse analysis	تحليل عاملي معكوس
Ogive or cumulative frequency curves	المنحنيات المتجمعة
One point in time	نقطة زمنية معينة
One-side hypothesis	الغرض نو الجانب الواحد
One-tail hypothesis	الفرض ذو الطرف الواحد
Operating characteristic curve (OC)	منحنى مميز العمليات
Operations research	بحوث العمارات
Optimal allocation	التوزيع الأمثل
Optimum time limit	الزمن المناسب
Ordinal	الترتيبي
Ordinal scale	المقيلس الترتيبي
Orthogonal	متعامد
Orthogonal rotation	التكوير المتعامد
Outcome	العائد
Outliers test	اختبارات القيم المتطرقة
Outputs	النتائج النهائية (المخرجات)

P

عم الأحاضير Paleontology Paired comparisons المقلونات الثاقية Panel studies در اسة الشريحة الكتابة أو الورقة والقلم Paper and pencil الاختيارات المتكافئة Parallel tests **Parameters** معالم المجتمع Parsimony اقتصاء (في عدد العوامل) معادلة الثفاضل الجزئي Partial differential equation تحليل المسار Path analysis مسار الانحدار Path regression Pearson product moment correlation coefficient معامل ارتباط بيرسون (حاصل ضرب العزوم) الرنبة الميئتية Percentile rank أداء Performance Phi coefficient معامل فاي Phi-correlation معامل ارتباط فاي Point Biserial Correlation معامل الارتباط الثنائي المتسلسل الحقيقي Point estimation التقدير بقيمة المتسلسل المتعدد الحقيقي Point Multiserial Correlation تعدد الحدود من الدرجة (ن) Polynomial of degree n المجتمع Population المجتمع الأصلى Population Parameters موجب الالتواء Positively skewed مصفوفة ضبارية Post multiplied matrix Power efficiency قوة الكفاءة Power tests اختبارات القوة الاعتبارات العملية Practicability المعنوبة العملية Practical significance

النتعة

متغيرات منبئة (مستقلة)

Prediction

Predictor variables

Pre multiplied matrix مصفوفة مضروبة Primary factors العوامل الأولية النمط العاملي الأول Primary factor pattern طريقة المكونات الأساسية Principal component method Prior distribution توزيم قبلي Prob-value (P-value) القيمة الاحتمالية Probable محتمل **Probabilistic** النماذج الاحتمالية Probabilistic hypothesis الفرض الاحتمالي Probability الاحتمالية Probability ratio نسبة الاحتمال Probability sampling المعابنة الاحتمالية Product criteria الميزان الإنتاجي Product matrix مصفوفة الناتج Product moment معامل ارتباط العزوم (معامل ارتباط بيرسون) Product moment correlation معامل ارتباط حاصل ضبر ب العزوم Projection of variables إسقاط المتغير إت(على عوامل الدرجات العليا) Projective الإسقاطية Promax بروماكس (طريقة للتدوير الماتل وضعها هيذركسون ووايت) الخصائص الأساسة **Properties** Proportional allocation التوزيع المتناسب Pseudo-Measurements مقاييس غير فعلية Psychology Mathematical علم النفس الرياضيي Psychometric علم القياس النفسي

عوامل الشخص الواحد

اختيار المعنوبة البحتة

P-technique

Pure significance

0

Qı لاربيع الأننى الربيع الأعلى O₃ Quadratic programming البرمجة التربيعية Qualitative نوعى Qualitative analysis تطيل نوعي Qualitative data بیانات نوعیة Quality control مراقبة الجودة **Ouantitative** کمی Ouantitative analysis تحليل كمى Quantitative history التاريخ الكمي Quantitative variables المتغيرات الكمية مقدار حكمية Quantity Ouartile اریاعی، ربیع معامل الالتواء الربيعي **Ouartile coefficient of skewness** انحراف ربيعي-انحراف إرباعي **Ouartile deviation** الربيع الأول -إرباعي أدني -إرباعي أول **Ouartile first** الرباعي أول- إرباعي أدني- الربيع الأول Ouartile lower الرباعي ثالث- إرباعي أعلى- الربيم الثالث **Ouartile third** إرباعي ثالث- إرباعي أعلى- الربيع الثالث Quartile upper أسلوب للتدوير المتعامد وضبعه كارول **Ouartimax** تدوير متعامد بطريقة الكوار تيماكس **Ouartimax** rotation أسلوب للتدوير المائل وضعه كارول **Ouartimin** تدوير ماثل بطريقة الكوار تيمين **Quartimin rotation** Quasi experimental designs - تصميمات شبه تجربيبة عنة الحسة Quata sample الاستفتاه **Ouestionnaire** نظرية صفوف الانتظار Queuing theory **Ouick statistics** الإحصاءات السريعة

Quotient Quotient accomplishment Quotient accomplishment Quotient, deviation intelligence Quotient, deviation intelligence Quotient educational Quotient factorial variance Quotient intelligence Quotient intelligence

R

كسر أساسي جذري Radix fraction أساس العنبة Radix of system جدول الأرقام العشوائية Random number table العنة العثوائية Random sample Random sampling المعاينة العشوائية Random variable المتغير العشواتي Range المدي Rank order correlation معامل ارتباط الرئب (معامل ارتباط سبيرمان) Rates المعدلات Rational expression مقدار جذرى Rationalization حنف الهنور حنف جذور العوامل Rationalization of factors نسبة أكبر من ولحد Ratio of greater inequality نسبة أسبغر من واحد Ratio of less inequality المقياس السبي Ratio scale Ratios and rates النسب و المعذلات

Raw data الدرجات الخام مباشرة Raw score الدرجة الخام Raw values القيم الخام Reasoning الاستدلال Reciprocal equations معادلات عكسة Reciprocal fraction كبير عكسي- معكوس الكبير Rectangular distribution التوزيم المستطيل Rectilinear علاقة مستقيمة Recurring series ساسلة دائرة نماذج ذات اتجاه ولحد Recursive models اختزال الكسرالي أصغرحديه Reducing a fraction to its lowest terms Reduction of fractions لخنز ال الكسور Refection عكس Reference vector متجه مرجعي Regression الانحدار Regression equation معادلة الانحداد خط الانحدا · Regression line Regression slope ميل خط الانحدار إهمال عامل Rejecting a factor Rejection الرفض خطأ الرفض Rejection error منطقة الرفض Rejection region الحدوث النسبى Relative frequency Relative magnitude مقدار نسبي Relative position الفرض النسبي Reliability الثنات Reliability factor معامل الثناث

Reliability theory

نظرية الثبات

Remainder (or difference)	فرق باقی طرح
Replacement models	نماذج الإحلال
Representative fraction	کسر ممثل
Representative sample	عينة ممثلة
Residual path coefficient	معامل المعار الخاص بالبواقي
Residuals	بواقي الانحدار
Residuals variance	تباين البواقي
Risks	نماذج المخاطرة
Robust statistics	الإحصاءات الثابتة
Rotation bionrmamin	تدوير مائل بطريقة البينورمامين
Rotation covarimin	تدوير ماتل بطريقة الكوفاريمين
Rotation equamax	ندوير متعامد بطريقة الأكواماكس
Rotation graphic	تدوير بالرمم
Rotation oblimin	تدوير ماتل بطريقة الأوبليمين
Rotation oblique	تدوير ماثل
Rotation of axes	إدارة المحاور (تنوير المحاور)
Rotation orthogonal	تدوير متعامد
Rotation promax	تدوير مائل بطريقة البروماكس
Rotation quartimax	تدوير متعامد بطريقة الكوارتيماكس
Rotation quartimin	تدوير ماتل بطريقة الكوارتيمين
Rotation varimax	تدوير متعامد بطريقة الفاريماكس
Row vector	متجه صغي

ً الم ــينة		
إحصباءات العينة		
توزيع المغاينة		
كسر المعاينة		
إطار المعاينة		
فترة المعاينة		
نظرية العينات		
وحدة المعاينة		
تحقيق المعادلة		
تشبع		
طريقة العدية		
مقيلس الارتباط		
وحدة فياسية		
مصغوفة الوجدة		
معامل شونز		
البحث العلمى		
التيسيط العامي		
اختبار البقايا المبعثرة (انحديد عدد العوامل)		
نماذج البحث		
الرئبة الثانية		
الرتبة الثانية للتفاضل		
نصف المدى الربعي		
التأريخ التتابعي باستخدام التسلسل		
Sequence dating through stratigraphic analysis		
التأريخ التتابعي باستخدام تحليل الطبقات		

ململة أعداد خطية Series of pentagonal numbers ململية أعداد خماسية

Series of square numbers	سلسلة أعداد مربعة
Series of triangular numbers	سلسلة أعداد مثلثة
Short method of division	الطريقة المختصرة للقسمة
Significant	دال
Significant difference	فرق نو دلالة إحصائية
Similar	منشابه
Simple equations	معادلات بسيطة
Simple index numbers	الأرقام القياسية البسيطة
Simple proportion	نتاسب بسيط
Simple random sampling	المعاينة العشوائية البسيطة
Simple regression	الانحدار البسيط
Simple summation method	طريقة الجمع البسيطة
Simultaneous simple structure	بناء بسيط متزامن
Single Subject Designs	تصميمات الوحدة
Skewed Curve	المنحنى الملتوي
Skewness	الالستواء
Smirnov	اختيار سميرنوف
Social history	التاريخ الاجتماعي
Social Measurement	القياس الاجتماعي
Sometimes	أحيانا
Space	غضاًء (فواغ)
Specific Ability	القدرة الغامسة
Specific variance	تباین نوعی (أو تباین خاص)
Specification equation	معادلة تغصيص
Square root	جنز تربيمي
Standard Deviation	الاثمراف المعياري
Standard Error	الخطأ المعياري
Standardization	المعايرة

~ .

Standardized Rates	المعدلات المعيارية
Standard population	مجتمع معياري
Standard Score	الدرجات المعيارية
Statical decision theory	نظرية القرارات الاحصائية
Stochastic	النماذج العشوائية
Stratified	المعاينة الطبقية
Subjective	ذاتــى
Subjective impression criteria	ميزان الانطباعات الذاتية
Subtraction	طرح
Subtrahend	المطروح
Sum	حاصل جمع- مجموع- مبلغ
Surds	الجذور الصماء
Survey	السح
Symbol	ر رمز−علامة
Symmetrical expression	مقدار متماثل
Symmetrical Matrix	مصغوفة متماثلة
Synchronic	الدراسة الآثية
Syndrome	منالزمة
System of equations	سلسلة معادلات
System of numeration	طريقة الحية

I

Table	جدول	
Table frequency	جدول تکر اري	
Table number	رقم الجدول	

-		
	Table title	عنوان الجدول
	Tabulate	يجدول
	Tabulation	جدولة
	Target matrix	مصفوفة هدف (أو مصفوفة مستهدفة)
	Target population	متجمع الهدف
	Term	<u></u>
	Terminating (or finite) decimals	كسور منتاهية
	Term of (n) dimension	حد أبعاده (ن)
	Terms of a fraction	حدا الكسر
	Terms of a ratio	حدا النسبة
	Test	اختبار
	Test ability	اختبار قدرة
	Test achievement	اختبار تحصيلي
	Test, chi-square	اختبار كلي تربيع
	Test efficiency	كفاءة الاختبار
	Test group	اختبار جمعي
	Test individual	اختبار فردي
	Test instructions	تعليمات الاختبار
	Test of hypotheses	اختبار الفروض
	Test of significance	اختبار الدلالة
	Test of statistical significance	لختبار الدلالة الإحصائية
	Test open	الختبار مفتوح
	Test oral	اختبار شفهي
	Test, paper-pencil	اختبار الورقة والقلم
	Test performance	اختبار أدائي
	Test power	اختبار قوة
	Test projective	اختبار إسقاطي

Test psychological اختبار نفسي Test psychomotor اختبار نفسي حركي Test reliability ثبات الاختيار Test-Retest الاختبار وإعلاة الاختبار Test speed اختبار السرعة Test standardization تقنين الإختيار Test validity مدق الاختبار Test verbal اختبار لفظي Tetra choric correlation معامل الارتباط الرباعي Tetrachoric correlation معامل الارتباط الرباعي Tetrad criterion محك الفروق الرباعية Tetrad differences فروق رباعية **Tetrad Differences equation** معلالة الفروق الرباعية Tetrad equation معادلة الفروق الرباعية The comparison of extreme groups المقارنة الطرفية الخصائص الاحصائية للأصل The father population معامل فاعلية التنبؤ The index of forecasting efficiency دعوى/قضية Thesis نموذج ديلكوكسون The wilcoxon model for nominal-ordinal associatio للاقتران الاسمى- الرتبي The key of the test مفتاح الاختبار حصل الزيادة الطبيعية The point prevalence معاينة ذات ثلاثة مراحل Three stage sampling

The point prevalence معلل الزيادة الطبيعية
Three stage sampling معلية ذات ثلاثة مراحل
Time series
T.norm
Too homogeneous
Total sum of squares
Total variance
Total variance

Training تدريب Training manual تدريب يدوي Training vocational تدريب مهنى Transformation تحويل Transformation of equations تحويل المعادلات Transposition تحويل المصفوفة (تحويل الصفوف لأعمدة وبالعكس) Transversal التحليل المستعرض در اسات الاتجاء Trend studies تصميمات تجرببية حقيقية True experimental designs Truncated dispersions توزيعات ناقصة التوزيعات المبتورة Truncated distributions T-scores الدرجات الثانتة اختبار ت (لقياس الدلالة الاجتماعية) T-Test محك تكر (تحليل عاملي) Tuker's criterion محك تكر (لتحديد عدد العوامل) Tuker's Phi الاختبار من لجابتين أو احتمالين Two alternatives or true false Two-By-two rotation الطربقة الثنائبة للندوير Two factor theory نظرية الماملين معاينة ذات مرحلتين Two stage sampling الفرض ذو الطرفين Two- tail hypothesis Two-way frequency table جدول توزيع تكراري مزدوج

خطأ من النوع الثاني

نمونجي

Type II error

Typical

I

Unbiasen	غير متميزة
Uncertainty	نماذج عدم التأكد
Undergraduate	طالب بالمرحلة الجامعية لم يتخرج بعد
Unequal	غير منساو- غير متكافئ
Uni	بلائة بمعنى أحلاي~ مفرد
Uniformaly most powerful (UMP	الاختبار المنظم الأكبر قوة
Unimodal	أحادي المنوال
Unimodal distribution	توزيع لحادي المنوال
Unipolar	أحادي القطب
Unit	وحدة
Unit matrix	مصفوفة الوحدة
Unit of inquiry	وحدة البحث
Unique	فرید~ منفرد~ مفرد
Universe of inquiry	مجتمع البحث
Unknown quantities	مجاهيل
Unknown term	حد مجهول
Unnatural	غير طبيمي
Unpredictable	لا يمكن النتبو به
Unscientific	غير علمي
Upper quartile	إرباعي أعلى- إرباعي ثالث- ربيع أعلى

U

 Valid
 Validity

 Validity coefficient
 معلى المستق الأزمى

 Validity concurrent
 معلى المستق الأزمى

Validity construct	صدق تكويني- صدق البناء
Validity content	صدق المضمون
Validity descriptive	صدق وصفى
Validity empirical	صدق عملی
Validity face	صدق سطحی
Validity factorial	صدق عاملی
Validity intrinsic	صدق ذاتی
Validity logical	صدق منطقی
Validity predictive	صدق نتبؤی
Validity statistical	صدق إحصائي
Validity test	صدق الاختبار
Value	قيمة
Value absolute	قيمة مطلقة
Vanishing of a certain value	۔ انعدام مقدار معین
Vari	بانئة بمعنى: متعد– مختلف
Vari Variable	بانئة بمعنى: متعد- مختلف متغير
Variable	متغیر
· -	• • •
Variable Variable dependent	متغیر متغیر تابع
Variable Variable dependent Variable continuous	متغیر متغیر تابع متغیر متصل
Variable Variable dependent Variable continuous Variable experimental	متغیر متغیر متغیر متصل متغیر تجریبی
Variable Variable dependent Variable continuous Variable experimental Variable independent	متغیر تابع متغیر تابع متغیر تجریبی متغیر محریبی
Variable Variable dependent Variable continuous Variable experimental Variable independent Variable latent	متغیر متغیر تابع متغیر متصل متغیر مستقل متغیر کامن
Variable Variable dependent Variable continuous Variable experimental Variable independent Variable latent Variable nominal	متغیر تابع متغیر تابع متغیر متصل متغیر مستقل متغیر کامن متغیر اسمی
Variable Variable dependent Variable continuous Variable experimental Variable independent Variable latent Variable nominal Variance	متغیر تابع متغیر تابع متغیر متصل متغیر مستقل متغیر کامن متغیر اسمی تباین
Variable Variable dependent Variable continuous Variable experimental Variable independent Variable latent Variable nominal Variance Variance analysis of (ANOVA)	متغیر تابع متغیر تابع متغیر متصل متغیر مستقل متغیر کامن متغیر اسمی تباین تعاین
Variable Variable dependent Variable continuous Variable experimental Variable independent Variable latent Variable nominal Variance Variance analysis of (ANOVA) Variance between groups	متغیر تابع متغیر متبع متغیر متبع متغیر متبع متغیر متعمل متغیر مستقل متغیر کامن متغیر اسمی متغیر اسمی تعلین التباین تحلیل التباین بین المجموعات
Variable Variable dependent Variable continuous Variable experimental Variable independent Variable latent Variable nominal Variance Variance analysis of (ANOVA) Variance between groups Variance common	متغیر تابع متغیر متبع متغیر متبع متغیر متبع متغیر متحسل متغیر مستقل متغیر کامن متغیر اسمی متغیر اسمی تباین بین المجموعات تباین بین المجموعات

Variance multiple analysis of	التحليل المتعدد للتباين
Variance quotient factorial	نسبة ناتبان العاملي
Variance quotient	نسبة التباين
Variance within groups	التباين داخل المجموعات
Variance specific	تباین نوعی- تباین خاص
Variance total	تباین کلی
Variance true	تبارن حقرقى
Variant	متتوع أو مختلف
Variation	تغير
Varying inversely	متغير تغيرأ عكسيأ
Vector	متجه
Vector matrix	مصفوفة متجه
Vector matrix column	مصفوفة متجه عمودي
Vector matrix row	مصفوقة متجه صفي
Verbal	لفظی لو شفهی
Verbal ability	القدرة اللفظية
Verbal ability test	اغتبار كمدة لفظية
Vertical	راسی او عمودي
Vital	حيوي
Vital statistics	إحصاءات حيرية
Vulgar fraction	كسر اعتيادي

Ш

Width class
Within groups variance

سعة الفئة تباين داخل المجموعات

X

X2- chi square

X= axis
X- coordinate

کا۲- کلی تربیع محور سینی (آفقی) لِحداثی سینی

Y

Y- axis

Y- coordinate

محور صادي (عمودي) إحداثي صادق »

Z

Zero absolute Zero matrix صغر مطلق مصفوفة صفرية

-144-

المصادر

المراجع العربية :

- ١ ريتشار وجونسون، دين وشريه (١٩٩٧): التحليل الإحصائى للمتغيرات المتعددة من الوجهة التطبيقية تعريب عبدالمرضى حامد عزام- المملكة العربية السعودية دار المريخ للنشر.
- ٢ صفوت فرج (١٩٨٠): التحليل العاملي في العلوم السلوكية القاهرة دار
 الفكر العربي.
- ٣ عبدالعزيز القوصى وآخرون (١٩٥٦): الإحصاء فى التربية وعلم النفس القاهرة مكتبة النهضة المصرية.
- ٤ عماد الدين محمد سلطان (١٩٦٧): التحليل العاملي القاهرة دار
 المعارف بمصر.
- ٥ فؤاد أبو حطب (١٩٨٣): القدرات العقلية الطبعة الرابعة القاهرة مكنبة
 الأنجلو المصرية.
- ٦ فؤاد البهى السيد (١٩٧٩): علم النفس الإحصائى وقياس العقل البشرى الطبعة الثالثة القاهرة دار الفكر العربي.
- ٧ مصطفى حسين باهى (١٩٩٩): المعاملات العلمية العملية بين النظرية والتطبيق - الثبات، الصدق، الموضوعية، المعايير - القاهرة -مركز الكتاب للنشر.
- ٨ مصطفى حسين باهى (١٩٩٩): كراسة التطبيقات الإحصائية القاهرة مركز للكتاب للنشر.

 ٩ - مصطفى حسين باهى (١٩٩٩): الإحصاء التطبيقى فى مجال البحوث التربوية والنفسية والاجتماعية والرياضية - القاهرة - مركز الكتاب للنشر.

 ١٠ منى أحمد الأزهرى، مصطفى حسين باهى (٢٠٠٠): أصول البحث العلمى فى البحوث التربوية والنفسية والاجتماعية والرياضية -القاهرة - مركز للكتاب للنشر.

المراجع الأجنبية ،

11 - Gerald Keller & Brian Werrack, Statistics For Manage ment and Economics, An Imprint Of Brooks / Cole Publishing Company.
 12 - Walter R. Borg & Meredith Damien Gall (1983) Educational Resea Rch.

رقسم الإيسداع:

4 . . 1 / 16996

الترقيم الدولي :

977 - 294 - 237 - 2

مطابع آمسون

¢ الفيروز من ش إسماعيل أباظة لاظوغلى – القاهرة يتليفون: ۷۹٤٤٥١٧ – ۷۹٤٤٥٧



هذا الكتاب

التحليل العاملي موضوع من موضوعات الإحصاء التي قلما تناولتها الكتب .. ومن منطلق افتقار المكتبة العربية لكتاب يتناول هذا الموضوع بالبحث والدراسة الميسرة التي تيسر لكل من يريد أن يتناولها بالبحث والدراسة .. قدم لنا وللمكتبة العربية المؤلفون .. هذا الموضوع «التحليل العاملي» بطريقة سلسلة ومبسطة لكل من الدارسين والطلاب والباحثين.

ومن خلال هذا الكتاب يمكن فهم التحليل العاملي من الناحية النظرية والتطبيقية؛ فقد احتوى على جانب تنظيرى وكذلك على جانب تطبيقى من خلال أمثلة حقيقية من بداية جمع البيانات إلى نهاية التحليل، مع وضع نماذج لجميع الجداول التي توضع في نهاية المعالجات الإحصائية.

وقد أتم المؤلفون هذا الكتاب بقاموس للمصطلحات الإحصائية التي يمكن الاستعانة بها في تفسير بعض التحليلات الإحصائية لكي يستعين بها الدارسين والطلاب والباحثين في دراستهم.

راجين أن يتنفعوا من علم هذا الكتاب ... والله الموفق.

الناشر

